

EKSPONERING I OPPDRETTSBRANSJEN

- En økonometrisk analyse av fire dominerende oppdrettsselskap på Oslo Børs og deres eksponering mot utvalgte makroøkonomiske variabler

-

Kurt Jørgen Reinhardt

HANDELSHØGSKOLEN VED UIS

MASTEROPPGAVE, ØKONOMI OG ADMINISTRASJON



**DET SAMFUNNSVITENSKAPELIGE FAKULTET,
HANDELSHØGSKOLEN VED UIS
MASTEROPPGAVE**

STUDIEPROGRAM:

Master i Økonomi og Administrasjon

OPPGAVEN ER SKREVET INNEN FØLGENDE
SPESIALISERINGSRETNING:

Anvendt Finans

ER OPPGAVEN KONFIDENSIELL? Nei
(NB! Bruk rødt skjema ved konfidensiell oppgave)

TITTEL: Eksponering i oppdrettsbransjen – En økonometrisk analyse av fire dominerende oppdrettsselskap på Oslo Børs og deres eksponering mot utvalgte makroøkonomiske variabler

ENGELSK TITTEL: Exposure in the fish farming industry – An econometrical analysis of four dominant fish farms listed on Oslo Stock Exchange and their exposure to selected macroeconomic variables

FORFATTER(E)

Studentnummer:

953456

.....

.....

Navn:

Kurt Jørgen Reinhardt

.....

.....

VEILEDER:

Bernt Arne Ødegaard

OPPGAVEN ER MOTTATT I TO – 2 – INNBUNDNE EKSEMPLARER

Stavanger,/..... 2013

Underskrift administrasjon:

Forord

Med denne oppgaven avsluttes mitt mastergradsstudium i økonomi og administrasjon, retning anvendt finans ved Universitetet i Stavanger. Oppgaven har et omfang på 30 studiepoeng og tar for seg fire dominerende oppdrettsselskap på Oslo Børs, hvor deres eksponering mot utvalgte makroøkonomiske variabler estimeres ved å benytte regresjonsanalyse basert på historiske markedssdata.

Oppdrettsnæringen er en svært viktig bransje for Norge og vil etter all sannsynlighet være det i lang tid fremover. Bransjen blir stadig mer globalisert og selskapene står ovenfor en rekke makroøkonomiske og bransjespesifikke risikovariabler som potensielt vil kunne påvirke deres lønnsomhet og kontantstrømmer. Valg av tema er basert på min interesse for oppdrettsnæringen generelt, samt at jeg ønsket å benytte en økonometrisk tilnærming for å belyse et relevant økonomisk tema. Arbeidet med oppgaven har tidvis vært svært krevende, men samtidig en spennende og lærerik prosess.

Jeg vil benytte anledningen til å takke min veileder Bernt Arne Ødegaard for gode råd og konstruktive tilbakemeldinger underveis i arbeidet med oppgaven.

Avslutningsvis vil jeg rette en stor takk til min samboer Madli som hele tiden har stilt opp og tatt seg av våre barn når jeg har lest eller jobbet med oppgaven. Jeg vil også takke mine foreldre og svigerforeldre for svært god støtte og hjelp under studiene og oppgaveskrivingen.

Stavanger, Juni 2013

Kurt Jørgen Reinhardt

Sammendrag

Som en følge av økende globalisering i næringslivet står i dag de fleste bedrifter, og særlig multinasjonale foretak, ovenfor en rekke kilder til makroøkonomisk risiko. I denne utredningen er det anvendt regresjonsanalyse basert på historiske markedssdata for å belyse hvorvidt fire av verdens største selskap innen oppdrettsnæringen er eksponert mot endringer i makrovariablene laksepris, oljepris, renten og kursen på euro. Selskapene som analyseres er Marine Harvest Group ASA, SalMar ASA, Lerøy Seafood Group ASA og Cermaq ASA. Analyseperioden strekker seg fra desember 2005 til mars 2013, hvor det er benyttet månedlig avkastning i regresjonsanalysen for å estimere selskapenes eksponering.

Resultatene fra analysen viser at samtlige selskap er eksponert mot utviklingen i lakseprisen. Marine Harvest Group var det selskapet som viste høyest eksponering mot lakseprisen, mens de tre andre selskapene var noe lavere eksponert.

Man fant derimot ikke grunnlag for å konkludere med at selskapene var signifikant eksponert mot de øvrige makroøkonomiske variablene i analysen.

Innholdsfortegnelse

1. INNLEDNING.....	7
1.1 Bakgrunn.....	7
1.2 En viktig bransje for Norge.....	8
1.3 Problemstilling.....	8
1.4 Oppgavens struktur	9
2. TEORETISK OG METODISK RAMMEVERK	10
2.1 Makroøkonomisk eksponering og selskapets markedsverdi.....	10
2.2 Regresjonsanalyse som metode for å estimere selskapets eksponering	11
3. OPPDRETTSSELSKAP PÅ OSLO BØRS OG PRESENTASJON AV DE VALGTE SELSKAPENE I ANALYSEN.....	13
3.1 Den norske oppdrettsnæringen og selskap på Oslo Børs	13
3.2 Valg av selskap til analysen	14
3.3 Presentasjon av selskapene	15
3.3.1 Marine Harvest Group ASA (MHG).....	15
3.3.2 SalMar ASA (SALM)	16
3.3.3 Lerøy Seafood Group ASA (LSG).....	17
3.3.4 Cermaq ASA (CEQ)	19
4. VALG AV MAKROØKONOMISKE VARIABLER	21
4.1 Laksepris	21
4.2 Oljepris.....	24
4.3 Valuta.....	25
4.4 Rente	26
5. ØKONOMETRISK ANALYSE	27
5.1 Datagrunnlag, analyseperiode og beregninger	27
5.2 Regresjonsmodell.....	28
5.3 Modell og OLS forutsetninger	28
5.4 P-verdi og modellens forklaringsgrad	30
5.5 Gjennomføring	31
5.6 Regresjonsresultater	33
6. DISKUSJON AV ANALYSERESULTATER OG KONKLUSJON.....	36

6.1	Diskusjon av analyseresultatene	36
6.1.1	Oljepris.....	36
6.1.2	Valutaeksponering mot euro	36
6.1.3	Rente	37
6.1.4	Laksepris	37
6.2	Konklusjon.....	39
7.	REFERANSELISTE.....	41
8.	APPENDIKS	43
8.1	Regresjonsutskrifter Marine Harvest Group	45
8.2	Regresjonsutskrifter SalMar	47
8.3	Regresjonsutskrifter Lerøy Seafood Group	49
8.4	Regresjonsutskrifter Cermaq.....	51

Tabeller

Tabell 1: Oversikt over selskaper på Oslo Seafood Index	14
Tabell 2: Prosentvis fordeling av selskapets geografiske omsetning i perioden 2007-2012	15
Tabell 3: Nøkkeltall MHG.....	16
Tabell 4: Prosentvis fordeling av selskapets geografiske omsetning i perioden 2007-2012	17
Tabell 5: Nøkkeltall SALM	17
Tabell 6: Prosentvis fordeling av selskapets geografiske omsetning i perioden 2007-2012	18
Tabell 7: Nøkkeltall LSG.....	18
Tabell 8: Prosentvis fordeling av selskapets geografiske omsetning i perioden 2007-2012	19
Tabell 9: Nøkkeltall CEQ	20
Tabell 10: Notasjoner.....	28
Tabell 11: Dickey-Fuller test på differensierte tidsserier.....	29
Tabell 12: Korrelasjonsmatrise på differensierte tidsserier i perioden desember 2005 til mars 2013	30
Tabell 13: Regresjon av selskapene mot makroøkonomiske risikofaktorer	33

Figurer

Figur 1: Marine Harvest Group vs. laksepris.....	22
Figur 2: SalMar vs. laksepris	22
Figur 3: Lerøy Seafood Group vs. laksepris	23
Figur 4: Cermaq vs. laksepris	23

1. INNLEDNING

1.1 Bakgrunn

Økende grad av internasjonal handel og kapitalmobilitet på tvers av landegrensene har ført til store endringer i de makroøkonomiske omgivelsene bedriftene opererer i, samt forutsetningene for deres aktiviteter. Usikkerhet knyttet til blant annet råvarepriser, valutakurser, rentenivå, etterspørsel og konkurranse er blitt en del av hverdagen for de fleste bedrifter både i Norge og internasjonalt. Eksempelvis vil lønnsomheten til et oppdrettsselskap i vesentlig grad kunne påvirkes av et fall i eksportprisen på laks fra 30 kr/kg til 20 kr/kg. Dersom selskapet også har rentebærende gjeld, vil de i tillegg til utviklingen i lakseprisen være eksponert mot endringer i rentenivået.

Bedriftsledere og investorer som opererer i det internasjonale markedet må i stadig økende grad forholde seg til hvor eksponert selskapene er mot ulike makroøkonomiske variabler. Ved aktivt å engasjere seg i problemstillinger relatert risikostyring ønsker man å påvirke de tiltak som kan iverksettes for å redusere selskapenes risikoeksponering, og derved oppnå økning i selskapenes prediktive utvikling. Men for å kunne styre og redusere den makroøkonomiske risikoen bedriften er utsatt for, vil det være essensielt å ha klarhet i følgende forhold:

- Hvilke makroøkonomiske variabler er bedriften eksponert mot?
- Hvor sensitiv er bedriften mot denne eksponeringen?
- Forutsatt en slik eksponering, hvilke mulige tap eller gevinster kan eksponeringen påføre bedriften?

1.2 En viktig bransje for Norge

Som følge av naturlige forutsetninger med en lang kystlinje som består av mange og dype fjorder, har Norge alltid vært en fiskerinasjon. På 1980-tallet startet man med oppdrett av laks i storskala, og i dag står Norge for mer enn 50 % av det globale tilbudet av laks. Etter olje og gass er fisk vår viktigste eksportartikkel, og utgjør en vesentlig del av den totale norske eksportverdien.

Oppdrettsbransjen er en viktig inntektskilde for Norge og vil etter all sannsynlighet være det i lang tid fremover. For bransjen er det av stor strategisk betydning at man i sin beslutningsprosess evner å ta viktige avgjørelser på et så solid og kvalitativt grunnlag som mulig.

Risikobetraktninger og risikostyring er derfor sentrale element i bedriftenes planleggingsprosesser. Bedriftenes lønnsomhet og avkastning er eksponert mot utviklingen av en rekke makroøkonomiske variabler. En utbredt oppfatning blant investorer, analytikere og media generelt er at avkastningen til oppdrettsselskapene i stor grad påvirkes av endringer i lakseprisen. Denne oppfatningen virker rimelig i og med at laks er selskapenes viktigste inntektskilde. Men oppdrettsselskapene vil også kunne være eksponert mot andre makroøkonomiske forhold. En slik eksponering kan eksempelvis knyttes til endringer i valutakurser, rentenivå og andre råvarepriser.

1.3 Problemstilling

Det er tidligere utført få studier hvor man har analysert hvordan oppdrettsselskap på Oslo Børs er eksponert mot lakseprisen og andre makroøkonomiske variabler. I denne sammenhengen kan det være interessant å verifisere hvorvidt den sterke avhengigheten av lakseprisen eksisterer, samt å se på hvordan et utvalg av andre relevante makroøkonomiske variabler kan påvirke avkastningen til selskapene.

De makroøkonomiske variabler som er valgt å legge til grunn i analysen er i tillegg til lakseprisen, oljeprisen, kursen på euro og rente. En nærmere redegjørelse for hvorfor disse variablene er valgt og deres potensielle innvirkning på selskapenes avkastning vil bli redegjort for i kapittel 4.

Problemstillingen som den videre analysen baserer seg på, er som følgende formulert:

- Hvorvidt er oppdrettsselskapenes avkastning eksponert mot lakseprisen og utvalgte makroøkonomiske variabler.
- Hvilke forskjeller eksisterer mellom de utvalgte selskapene når det gjelder deres eksponering mot de samme makroøkonomiske variabler.

Bedriftene som inkluderes i analysen er Marine Harvest Group ASA, SalMar ASA, Lerøy Seafood Group ASA og Cermaq ASA, som er fire dominerende selskap innenfor oppdrettsnæringen. Analyseperioden vil strekke seg fra desember 2005 til mars 2013.

Med tanke på metodikk for å beregne bedriftenes eksponering vil utredningen følge i fotsporene til tidligere forskning, der en har sett på hvordan bedriftens avkastning eksponeres mot ulike makroøkonomiske forhold¹. En vil søke å kvantifisere denne eksponeringen ved hjelp av regresjonsanalyse basert på historiske markeddata.

1.4 Oppgavens struktur

Strukturelt bygges analysen opp med en innledende presentasjon av analysens perspektiv og problemstilling. Kapittel 2 tar for seg det teoretiske og metodiske rammeverket som analysen gjennomføres innenfor. I kapittel 3 gis det en kort introduksjon av den norske oppdrettsnæringen samt en oversikt over oppdrettsselskapene notert på Oslo Børs, med en påfølgende presentasjon av utvalgte selskap til analysen. Videre i kapittel 4 gjennomgås valg av makroøkonomiske variabler og deres potensielle påvirkning på selskapenes avkastning. Den økonometriske analysen gjennomføres i kapittel 5, hvor en dernest i kapittel 6 diskuterer resultatene og konkluderer.

¹ På råvareprisindeksponering, se (Tufano, 1998), (Bilson, 1994) og (Bartram, 2005). På valutakurseksponering, se (Jorion, 1990), (Bartov & Bodnar, 1994) og (Khoo, 1994). På renteeksponering, se (Flannery & James, 1984).

2. TEORETISK OG METODISK RAMMEVERK

2.1 Makroøkonomisk eksponering og selskapets markedsverdi

De fleste bedrifter vil ha som mål å skape økonomisk avkastning til selskapets eiere, og vil dermed være opptatt av hvordan bedriftens lønnsomhet og kontantstrømmer påvirkes av endringer i makroøkonomiske forhold. Et grunnleggende element innen kapitalverdimodellen, er at uten risiko kan man ikke forvente en avkastning utover risikofri rente. Dermed er ikke formålet med risikostyring å kvitte seg med all risiko, men å identifisere relevante kilder til risiko og eventuelt iverksette nødvendige tiltak for å sikre seg mot disse. Bøhren og Michalsen (2001, s. 419) skriver følgende om risikoeksponering; «Med en bedrifts risikoeksponering menes en tallfesting av risikoen den er utsatt for. Det kan for eksempel innebære å måle hvor utsatt bedriften er for endringer i råvarepriser, rentenivå, valutakurser og markedsavkastning». Makroøkonomisk risikoeksponering kan bredt defineres som den effekten uforutsette endringer i makroøkonomiske variabler har på selskapets markedsverdi. Selskapets markedsverdi beregnes typisk i finansiell litteratur som nåverdien av bedriftens forventede fremtidige kontantstrømmer. En slik tilnærming for verdsettelse finner man blant annet hos Damodaran (2012) ved følgende modell:

$$\text{Value} = \sum_{t=1}^{t=n} \frac{CF_t}{(1+r)^t} \quad (\text{I})$$

Hvor:

n = levetid

CF_t = Forventet kontantstrøm i periode t

r = Diskonteringsrenten som reflekterer risikoen til den estimerte forventede kontantstrømmen.

Fra tolkningen av denne modellen følger det implisitt at uforutsette endringer i forhold som påvirker enten fremtidige kontantstrømmer eller diskonteringsrenten, vil ha direkte innvirkning på selskapets markedsverdi. Slike endringer kan for eksempel være forandringer i rentenivå, råvarepriser eller valutakurser.

2.2 Regresjonsanalyse som metode for å estimere selskapets eksponering

En kjent modell innen finans for prising av aksjer er markedsmodellen, som beskriver avkastningen til en aksje som en lineær funksjon av avkastningen i det totale markedet, med følgende formel:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + e_{i,t} \quad (\text{II})$$

Her er $R_{i,t}$ avkastningen til aksje i i periode t , og $R_{m,t}$ er avkastningen til markedsindeksen i den samme perioden. Koeffisientene α_i og β_i er selskapsspesifikke konstanter som estimeres. Aksjens sensitivitet mot avkastningen i det totale markedet måles med helningskoeffisienten β_i . Denne tilnærmingen bygger på forutsetningen om markedseffisiens. Ved markedseffisiens vil aksjekursen til enhver tid reflektere all tilgjengelig informasjon i markedet, og vil således være en forventningsrett estimator på selskapets virkelige verdi (Fama, 1970). Under denne forutsetningen vil aksjekursen følge en "random walk", og kun ny informasjon i markedet vil avgjøre om aksjekursen stiger eller synker. Det innebærer at endringer i makroøkonomiske variabler som påvirker selskapets kontantstrøm eller avkastningskrav umiddelbart vil reflekteres i aksjekursen.

Når en benytter regresjonsanalyse basert på historiske markedsdata som et verktøy til å estimere en bedrifts eksponering mot endringer i makroøkonomiske variabler, gjøres det ved å utvide tankegangen i markedsmodellen (II) til å gjelde andre risikofaktorer utover det totale aksjemarkedet (Ødegaard, 2000). Er eksempelvis et selskap eksponert mot endring i kursen på euro og prisen på laks, vil en anta følgende sammenheng:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i1} R_{m,t} + \beta_{i2} R_{\text{PRIS LAKS},t} + \beta_{i3} R_{\text{EUR},t} + e_{i,t} \quad (\text{III})$$

Ved denne typen estimering av risikoeksponering inkluderes markedsindeksen med det formålet å være en kontrollvariabel for alle andre systematiske effekter som påvirker aksjekursen (Bartram, 2005). Her (III) antar man at avkastningen til selskap i er i tillegg til markedsavkastningen $R_{m,t}$, påvirket av $R_{\text{PRIS LAKS},t}$, endring i prisen på laks, og $R_{\text{EUR},t}$, endringer i eurokursen. Denne sammenhengen kan man estimere ved lineær regresjon basert på historiske markedstall for de aktuelle variablene i modellen. Ved beregning av avkastning mellom perioder benyttes ofte logaritmisk avkastning, og regresjonsligningens betakoeffisienter kan da tolkes som

elastisiteter. Er for eksempel betakoeffisienten til prisen på laks estimert til 0,4, vil dette si at en 1 % økning i prisen på laks medfører en 0,4 % økning i verdien av selskap *i*, alt annet likt.

Som man ser i den første modellen (I) er selskapets markedsverdi nåverdien av forventede fremtidige kontantstrømmer. Dette tilsier at det kun er uventede endringer i kontantstrømmen som vil gi utslag i markedsverdien til selskapet. Siden man normalt ikke sitter på detaljerte budsjetter for selskapenes fremtidige kontantstrømmer, er det vanlig praksis i eksponeringsstudier å benytte faktiske endringer i de inkluderte forklarende variabler i regresjonsanalysen (Bartram, 2005).

Siden selskapets verdi er nåverdien av alle fremtidige kontantstrømmer, vil resultatene fra en slik estimering vise selskapets eksponering etter at nåværende sikringsaktiviteter er hensyntatt.

Denne tilnærmingen kan da være et nyttig verktøy i selskapets risikostyringsprosesser i forbindelse med avdekking av relevante risikokilder, vurdering av effektiviteten av gjeldende sikringsaktiviteter og behovet for ytterligere sikring (Khoo, 1994; Ødegaard, 2000).

Regresjonsanalyse som et verktøy for å måle en bedrifts eksponering mot relevante risikofaktorer ble introdusert av Adler og Dumas (1984), og er senere blitt benyttet i en rekke studier.

Eksempelvis benyttet Bartram (2005) denne metoden for å estimere råvarepriseksponeringen til et stort utvalg tyske foretak i perioden 1987 til 1995, mens Tufano (1998) benyttet metoden for å estimere gullpriseksponeringen for Nord Amerikanske gullgruvebedrifter.

I denne utredningen vil samme metodikk som beskrevet over bli benyttet ved estimering av de utvalgte oppdrettsselskapenes eksponering.

3. OPPDRETTSSELSKAP PÅ OSLO BØRS OG PRESENTASJON AV DE VALGTE SELSKAPENE I ANALYSEN

3.1 Den norske oppdrettsnæringen og selskap på Oslo Børs

Norge er i dag verdens største produsent av laks og verdens nest største eksportør av fisk og sjømatprodukter, kun slått av Kina. Oppdrettsnæringen er en internasjonal bransje hvor selskapene driver oppdrett, videreforedling og salg ved en rekke lokasjoner verden over. Næringen har tradisjonelt bestått av mange små og mellomstore familieeide selskaper spredt langs kysten av Norge, men som følge av betydelige innstramminger i utdelingen av nye oppdrettskonsesjoner har bransjen de siste ti årene vært preget av en rekke konsolideringer, og består nå av noen få og dominerende selskaper.

Pan Fish ble i 1997 det første oppdrettsselskapet notert på Oslo Børs, og siden den tid har Oslo Børs vokst frem til å bli en ledende finansiell markedsplass for oppdrettsselskaper. I juni 2010 ble Oslo Seafood Index opprettet og består av selskaper innen sjømatsegmentet som har sin hovedaktivitet relatert til oppdrett av atlantisk laks (www.oslobors.no). Per 12.03.13 omfatter indeksen 18 selskaper med en total markedsverdi på 65 milliarder kroner.

I tabell 1 gis en oversikt over samtlige selskaper som er inkludert i indeksen, samt selskapenes omsetning, markedsverdi og tidspunkt for børsnotering.

Tabell 1: Oversikt over selskaper på Oslo Seafood Index

Navn	Ticker	Omsetning 2012/2011 (1000 NOK)	Markedsverdi 12.03.13 (1000 NOK)	Børsnotert
Marine Harvest Group*	MHG	15 463 500	21 232 000	jul. 97
Lerøy Seafood Group*	LSG	9 102 941	8 788 100	jun. 02
Cermaq*	CEQ	11 781 921	8 671 500	okt. 05
Austevoll Seafood*	AUSS	11 828 227	7 115 400	okt. 06
SalMar*	SALM	4 205 000	6 042 600	mai. 07
Bakkafrost*	BAKKA	1 825 855	3 407 800	mar. 10
Copeinca	COP	1 528 522	3 372 300	jan. 07
Morpol	MORPOL	3 848 145	1 932 100	jun. 10
Grieg Seafood	GSF	2 077 464	1 529 200	jun. 07
Norway Royal Salmon	NRS	1 734 022	859 300	mar. 11
The Scottish Salmon Company*	SSC	715 500	500 500	apr. 11
Aker Seafoods	AKS	862 000	477 700	mai. 05
Sølvtrans Holding	STRANS	264 785	369 700	mar. 10
AKVA Group	AKVA	893 552	289 300	nov. 06
Norway Pelagic	NPEL	3 637 730	283 200	jun. 08
Hofseth BioCare	HBC	1 183	180 700	des. 11
Domstein	DOM	596 105	71 000	jun. 01
Codfarmers	COD	122 865	28 000	okt. 06
Total		70 489 317	65 150 400	

* Viser omsetning for regnskapsåret 2012

3.2 Valg av selskap til analysen

Som tabell 1 viser er de fleste selskapene relativt nye på Oslo Børs, hvor bare 7 av de 18 selskapene er børsnotert før 2007. Med bakgrunn i at det ønskes å se på den makroøkonomiske eksponeringen til selskap med hovedvirksomhet innenfor oppdrett av laks, samt å ha en analyseperiode på minimum 5 år, er følgende 4 selskap valgt til analysen:

- Marine Harvest Group ASA
- SalMar ASA
- Lerøy Seafood Group ASA
- Cermaq ASA

Austevoll Seafood ASA var også tenkt å inkluderes i analysen, men siden selskapet er morsselskapet til Lerøy Seafood Group har jeg valgt kun å ha med ett av selskapene. Valget falt på Lerøy Seafood Group som følge av at selskapet har lengst historikk på Oslo Børs, samt det er i dette selskapet produksjon og salg av laks foregår.

3.3 Presentasjon av selskapene

3.3.1 Marine Harvest Group ASA (MHG)

MHG er verdens største lakseprodusent og sjømateksportør, de tilbyr produktene sine til mer en 50 land over hele verden. Selskapet er et resultat av sammenslåingen mellom Pan Fish ASA, Fjord Seafood ASA og Marine Harvest i 2006. Per i dag står selskapet for mer enn en femtedel av den globale produksjonen og tilbudet av laks. I 2012 produserte selskapet 392 306 tonn laks, som er en økning på 14 % sammenlignet med 2011. Foruten laks forsyner MHG også verdensmarkedet med et bredt spekter av videreforedlet sjømat. Selskapets aktiviteter knyttet til lakseoppdrett ligger hovedsakelig i Norge, Chile, Skottland, Canada, Irland og på Færøyene, mens prosesser knyttet til videreforedling foregår i USA, Frankrike, Belgia, Nederland, Polen og Chile. Hovedkontoret ligger i Bergen, og selskapet sysselsatte 6200 personer i 2011 (www.marineharvest.com).

Tabellen nedenfor viser den prosentvise fordelingen av omsetningen til MHG fordelt geografisk i perioden 2007 til 2012.

Tabell 2: Prosentvis fordeling av selskapets geografiske omsetning i perioden 2007-2012

	2012	2011	2010	2009	2008	2007
Europa	67 %	70 %	61 %	60 %	63 %	54 %
Amerika	18 %	18 %	24 %	24 %	21 %	24 %
Asia	9 %	7 %	6 %	6 %	5 %	12 %
Norge	6 %	4 %	8 %	9 %	8 %	7 %
Andre markeder	1 %	1 %	1 %	0 %	3 %	4 %
Totalt	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Kilde: Beregnet fra Marine Harvest Group ASA årsrapporter

Europa har vært det desidert største markedet, og har stått for gjennomsnittlig 62 % av årlig omsetning i perioden. Amerika er også et viktig marked for MHG, og har bidratt til gjennomsnittlig 22 % av årlig omsetning. Omsetningen til Asia og Norge har i gjennomsnitt vært henholdsvis 7 % for begge markedene.

I tabell 3 vises noen utvalgte nøkkeltall for selskapet.

Tabell 3: Nøkkeltall MHG

	2012	2011	2010	2009	2008	2007	2006
Omsetning (mill.kr)	15 463	16 133	15 408	14 500	13 487	14 029	5 655
Driftsresultat (mill.kr)	968	1 209	3 339	1 334	-1 479	117	835
Slaktevolum (tonn)	392 306	342 820	295 010	327 100	326 864	339 846	315 230
Egenkapital %	50 %	48 %	53 %	56 %	42 %	54 %	49 %

Kilde: Marine Harvest Group ASA årsrapporter

3.3.2 SalMar ASA (SALM)

SALM ble stiftet av Gunnar Witzøe på Frøya i Sør-Trøndelag i 1991 ved at selskapet overtok konsesjon for oppdrett av laks fra et konkursbo. Hovedvirksomheten til selskapet var på denne tiden bearbeiding av frossen laks. Siden oppstarten i 1991 har selskapet gjennom en rekke strategiske oppkjøp vokst frem til å bli et helintegrert oppdrettsselskap, og er i dag en av verdens største produsent av atlantisk laks. Selskapet produserte 116 200 tonn laks i 2012, som er en økning på 11,8 % sammenlignet med 2011. SALM har oppdrettsanlegg både i Midt-Norge og i Møre og Romsdal, og driver samtidig betydelig aktivitet innenfor slakteri og videreforedling av laks ved selskapets lokasjoner på Frøya og Aukra. SALM har også 50 % eierandel i Skottlands største oppdrettsselskap Scottish Sea Farms Ltd., og en eierandel på 24,8 % i P/F Bakkafrost som er et færøysk oppdrettsselskap notert på Oslo Børs. I 2005 solgte SALM ut forretningsområdene som ikke ble ansett som selskapets kjernevirksomhet, og har siden valgt å spesialisere virksomheten på oppdrett og videreforedling av laks. Selskapet sysselsatte 616 personer i 2011, og har hovedkontor på Frøya i Sør-Trøndelag (www.salmar.no).

I påfølgende tabell vises den prosentvise fordelingen av omsetningen til SALM fordelt geografisk i perioden 2007 til 2012.

Tabell 4: Prosentvis fordeling av selskapets geografiske omsetning i perioden 2007-2012

	2012	2011	2010	2009	2008	2007
Europa	68 %	64 %	60 %	64 %	48 %	53 %
Asia	24 %	26 %	26 %	21 %	26 %	20 %
Russland	5 %	7 %	7 %	13 %	26 %	27 %
Amerika	2 %	4 %	7 %	2 %	0 %	0 %
Totalt	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Kilde: Beregnet fra SalMar ASA årsrapporter

I likhet med MHG er Europa det aller største markedet for selskapets produkter, og står for gjennomsnittlig 60 % av årlig omsetning i perioden. Selskapet eksporterer også store mengder atlantisk laks til Asia, hvor hoveddelen går til det japanske markedet. Det russiske markedet stod for hele 27 % av omsetningene i 2007, men har falt vesentlig i analyseperioden.

I tabell 5 vises noen utvalgte nøkkeltall for selskapet.

Tabell 5: Nøkkeltall SALM

	2012	2011	2010	2009	2008	2007
Omsetning (mill.kr)	4 205	3 829	3 429	2 377	1 714	1 678
Driftsresultat (mill.kr)	639	188	1 154	580	304	411
Slaktevolum (tonn)	116 200	103 900	78 500	77 550	65 100	64 000
Egenkapital %	39 %	35 %	43 %	48 %	43 %	45 %

Kilde: SalMar ASA årsrapporter

3.3.3 Lerøy Seafood Group ASA (LSG)

LSG er opprinnelig et familieeid selskap med røtter helt tilbake til slutten av 1800-tallet. Siden den tid har selskapet hatt en enorm vekst, og i 1997 ble det for første gang gjennomført en rettet emisjon mot eksterne finansielle investorer. Selskapet ble videre omdannet til et allmennaksjeselskap og børsnotert i juni 2002. De siste 15 årene har selskapet gjort en rekke strategiske oppkjøp både i Norge og internasjonalt, som har ført selskapet fra å være en sjømateksportør til å bli et helintegrert sjømatkonsern. Selskapet har sin kjernevirksomhet innen produksjon av laks og ørret, samt videreforedling, distribusjon og markedsføring av sjømat. LSG er verdens nest største produsent av laks og ørret, og driver sin virksomhet gjennom datterselskaper i Norge, Sverige, Frankrike og Polen. I 2012 produserte selskapet 153 400 tonn

laks og ørret som er en økning på 12 % sammenlignet med 2011. Selskapet sysselsatte 1865 personer i 2011, og har sitt hovedkontor i Bergen (www.leroyseafood.com).

Tabellen nedenfor viser den prosentvise fordelingen av omsetningen til LSG fordelt geografisk i perioden 2007 til 2012.

Tabell 6: Prosentvis fordeling av selskapets geografiske omsetning i perioden 2007-2012

	2012	2011	2010	2009	2008	2007
Europa	64 %	60 %	63 %	65 %	63 %	63 %
Norge	16 %	20 %	15 %	17 %	16 %	16 %
Asia	12 %	11 %	11 %	11 %	11 %	11 %
Amerika	7 %	7 %	8 %	5 %	8 %	8 %
Andre markeder	1 %	1 %	2 %	2 %	2 %	2 %
Totalt	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Kilde: Beregnet fra Lerøy Seafood Group ASA årsrapporter

Også hos LSG er Europa det desidert største markedet og utgjør i gjennomsnitt 63 % av årlig omsetning i perioden. Omsetningen til Norge har i gjennomsnitt vært 17 %, og utgjør en større andel sammenlignet med MHG. Asia og Amerika er og viktige markeder for selskapet.

I tabell 7 vises noen utvalgte nøkkeltall for selskapet.

Tabell 7: Nøkkeltall LSG

	2012	2011	2010	2009	2008	2007	2006
Omsetning (mill.kr)	9 103	9 177	9 186	7 474	6 057	6 291	5 616
Driftsresultat (mill.kr)	745	597	1 885	1 011	301	387	770
Slaktevolum (tonn)	153 403	136 672	116 672	115 100	98 400	79 425	94 900
Egenkapital %	51 %	51 %	53 %	52 %	48 %	50 %	42 %

Kilde: Lerøy Seafood Group ASA årsrapporter

3.3.4 Cermaq ASA (CEQ)

CEQ startet opprinnelig som et kornhandelsselskap ved at forretningsenheten til Statens kornforretning ble skilt ut og ble omdannet til et statsaksjeselskap. Siden oppstarten i 1995 har CEQ gjennom en rekke oppkjøp gått fra å være et kornhandelsselskap til å bli ett av verdens fremste selskap innen produksjon og salg av fiskefor, samt oppdrett av laks og ørret. De to hovedvirksomhetene drives henholdsvis gjennom EWOS-gruppen og Mainstream-gruppen. EWOS-gruppen er den største produsenten og leverandøren av fiskefor i verden, og hadde en markedsandel på 33 % i 2009. EWOS-gruppen ble opprinnelig startet i 1931 og har i dag produksjonsanlegg i Norge, Chile, Canada, Skottland og Vietnam. Mainstream-gruppen produserer laks, ørret og coho, og har virksomhet i Norge, Chile og Canada. I 2012 solgte Mainstream-gruppen 120 000 tonn laks og ørret, som er en økning på 10,6 % sammenlignet med 2011. CEQ sysselsatte 4047 personer i 2011 og har hovedkontor i Oslo (www.cermaq.com).

Tabellen nedenfor viser den prosentvise fordelingen av omsetningen til CEQ fordelt geografisk i perioden 2007 til 2012.

Tabell 8: Prosentvis fordeling av selskapets geografiske omsetning i perioden 2007-2012

	2012	2011	2010	2009	2008	2007
Norge	49 %	45 %	50 %	48 %	47 %	40 %
Amerika	29 %	31 %	27 %	27 %	36 %	39 %
Europa	13 %	12 %	13 %	13 %	10 %	13 %
Asia	4 %	7 %	7 %	9 %	5 %	5 %
Andre markeder	4 %	4 %	4 %	4 %	2 %	2 %
Totalt	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Kilde: Beregnet fra Cermaq ASA årsrapporter

Omsetningen til Norge utgjør en forholdsmessig større andel av den totale omsetningen i perioden sammenlignet med de andre selskapene. Produksjon og salg av fiskefor er ett av hovedforretningsområdene til CEQ, og i og med at de største oppdrettsselskapene holder til i Norge er det naturlig at en stor del av selskapets omsetning kommer fra det norske markedet.

I tabell 9 vises noen utvalgte nøkkeltall for selskapet.

Tabell 9: Nøkkeltall CEQ

	2012	2011	2010	2009	2008	2007	2006
Omsetning (mill.kr)	11 782	11 634	9 990	8 972	8 715	7 721	7 534
Driftsresultat (mill.kr)	326	1 006	1 951	546	139	467	1 288
Slaktevolum (tonn)	120 000	108 500	96 700	108 300	102 100	111 100	114 900
Egenkapital %	47 %	60 %	60 %	53 %	42 %	57 %	62 %

Kilde: Cermaq ASA årsrapporter

4. VALG AV MAKROØKONOMISKE VARIABLER

Det finnes utvilsomt en rekke makroøkonomiske risikofaktorer som vil kunne påvirke avkastningen til norske oppdrettsselskap. Som nevnt innledningsvis vil analysen begrenses til å se på bedriftenes eksponering mot endringer i makrovariablene laksepris, kursen på euro, oljeprisen og rente. I likhet med tidligere studier vil man også her inkludere avkastningen til en markedsindeks i regresjonsanalysen som en kontrollvariabel for alle andre systematiske effekter som påvirker aksjekursen. Til dette formålet er det valgt å benytte Oslo Børs Hovedindeks (OSEBX)

Nedenfor følger en redegjørelse for valg av makroøkonomiske faktorer og deres potensielle innvirkning på selskapenes avkastning.

4.1 Laksepris

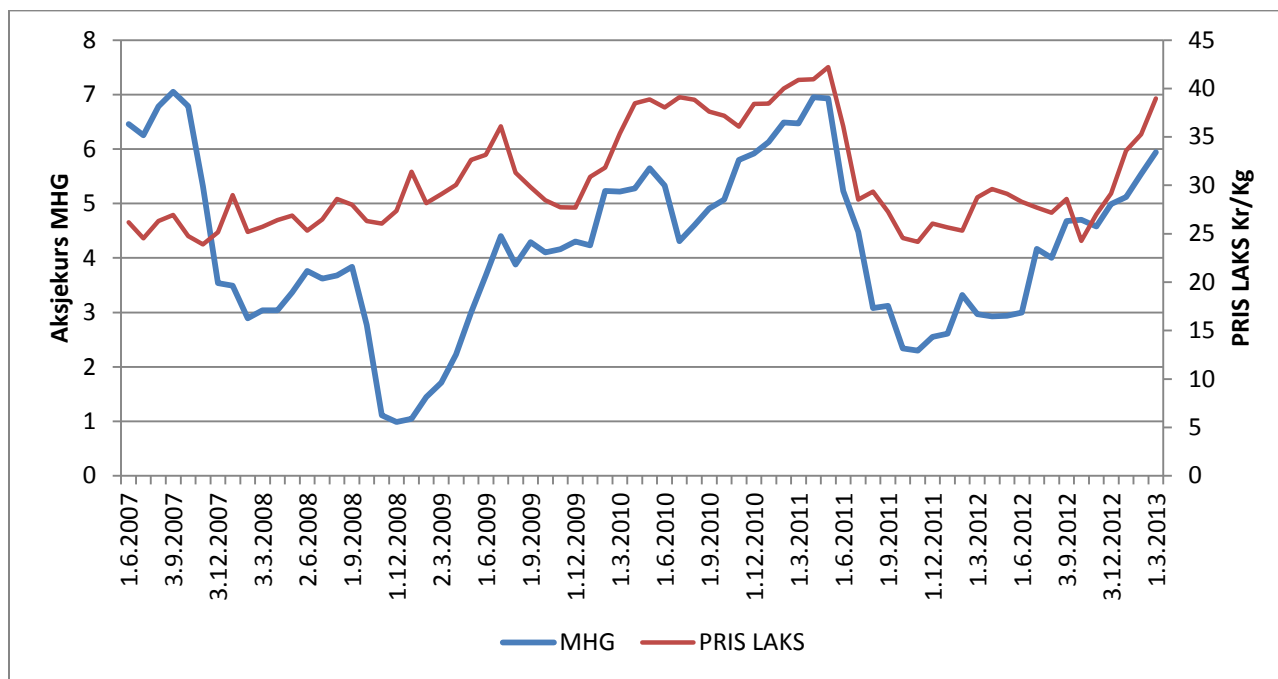
Ole Jakob Bergfjord (2009) gjennomførte en undersøkelse blant norske oppdrettsselskap hvor formålet var å kartlegge og å oppnå kunnskap om selskapenes risikoholdninger, risikofaktorer, og hvordan disse håndteres gjennom risikostyring. Resultatet fra studiet når det gjaldt kilder til risiko, var at utviklingen i laksepris, institusjonell risiko og fiskesykdommer ble ansett som de viktigste kildene til risiko.

Historisk sett har prisen på laks vært preget av sterke svingninger, og hvor uregelmessigheter i markedet som påvirker tilbud eller etterspørsel har gitt sterke utslag i prisen. At lakseprisen er preget av sterke svingninger gjelder også for analyseperioden i denne utredningen².

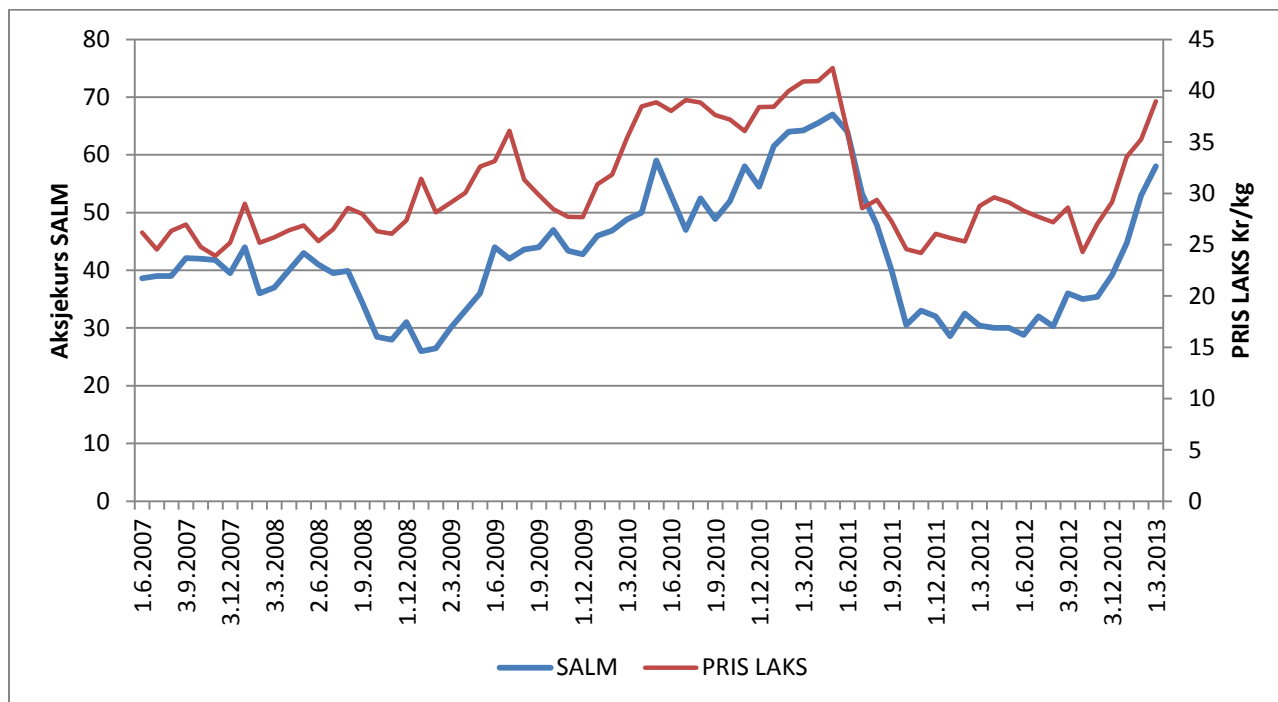
Nedenfor er det gjennomført en grafisk sammenligning mellom utviklingen i lakseprisen og aksjekursen til selskapene for perioden 2007 til 2013.

² Se f.eks. fig.1: Aksjekurs Marine Harvest Group vs. laksepris

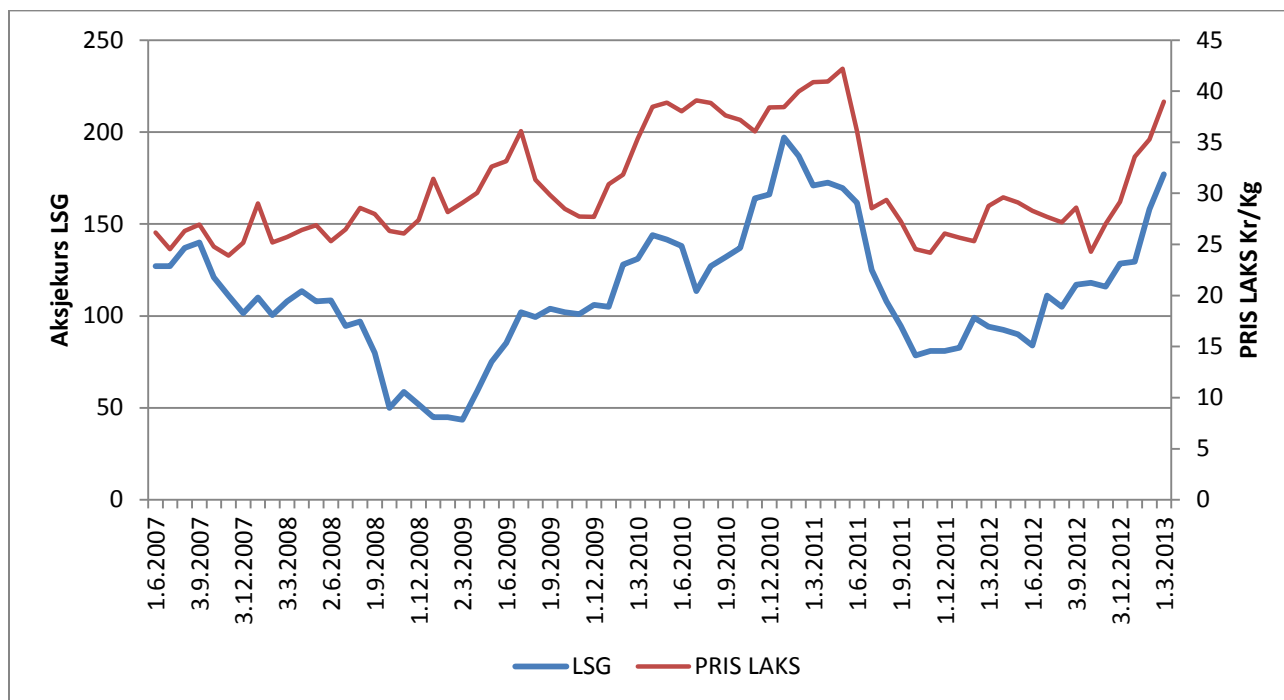
Figur 1: Marine Harvest Group vs. laksepris



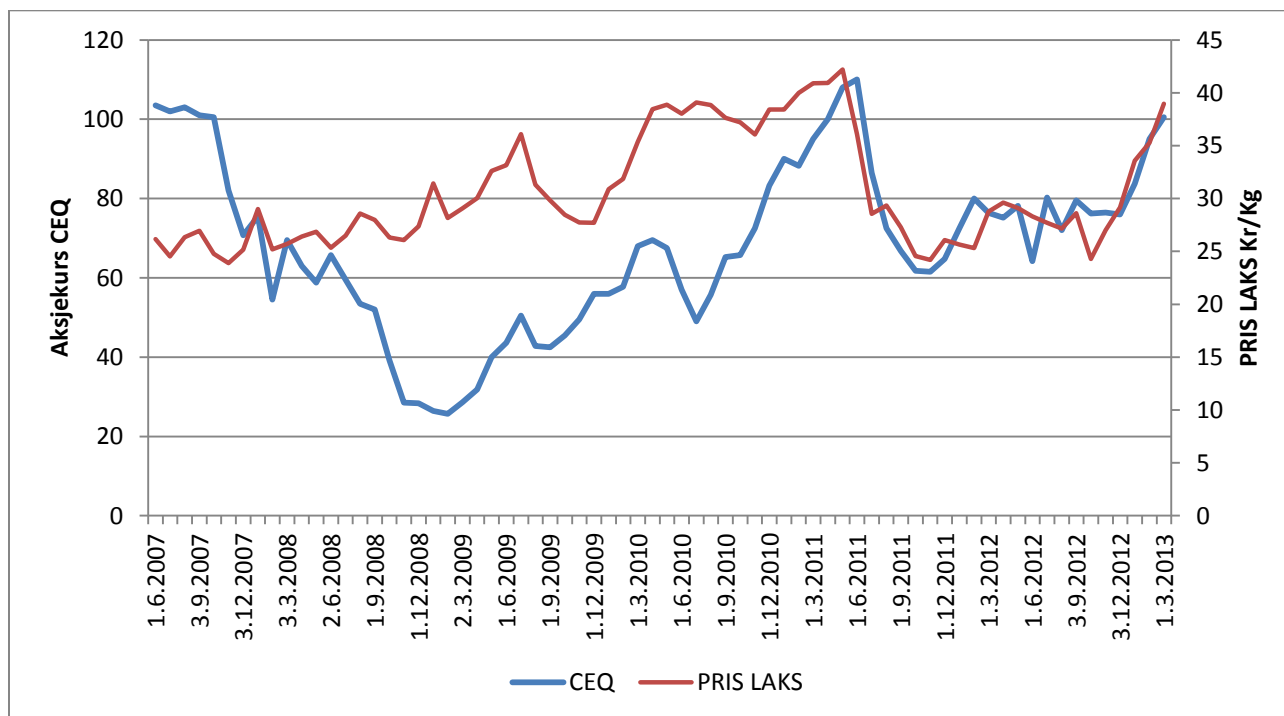
Figur 2: SalMar vs. laksepris



Figur 3: Lerøy Seafood Group vs. laksepris



Figur 4: Cermaq vs. laksepris



Ved å betrakte grafene ser man en tydelig samvariasjon mellom utviklingen i laksepris og aksjekursen til samtlige selskap. Tar man Marine Harvest Group som et eksempel ser man at samvariasjonen er spesielt tydelig fra slutten av 2009 til mars 2013. Et unntak fra denne samsvarende utviklingen opptrer imidlertid i perioden september 2007 til desember 2008 der aksjekursen faller betydelig, mens prisen på laks holder en stigende trend. Årsaken til dette bruddet i samvariasjonen kan knyttes til finanskrisen, samtidig med et alvorlig sykdomsutbrudd av lakselus i Chile i denne perioden. I likhet med de fleste selskaper på Oslo Børs faller også aksjekursen til de andre selskapene vesentlig i samme periode. Grunnet generell økonomisk stagnasjon burde man kunne forventet å se et tilsvarende fall i lakseprisen, men den beveger seg som sagt i motsatt retning. Dette antas å være en følge av sykdomsutbruddet som skaper en kraftig underdekning av laks i markedet, og som dermed presser lakseprisen oppover (Årsrapport-SalMar, 2009).

I og med at oppdrettsselskapenes hovedvirksomhet er knyttet til produksjon og salg av laks, vil prisoppnåelse på dette produktet følgelig kunne ha stor innvirkning på selskapenes lønnsomhet og kontantstrøm.

Fersk oppdrettslaks er Norges viktigste fiskeeksportprodukt og stod for 74 % av total eksport av laks i 2012 (www.laksefakta.no; www.ssb.no). Det er valgt å legge prisen på fersk oppdrettslaks til grunn når selskapenes laksepriseksponering skal analyseres i kapittel 5. En nærmere beskrivelse av datagrunnlaget følger i kapittel 5.1.

4.2 Oljepris

Endring i oljeprisen er av investorer, analytikere og media ofte brukt som en viktig forklaringsfaktor for svingninger i avkastningen på Oslo Børs. Olje er i dag Norges desidert viktigste eksportartikkel, og hovedtyngden av selskapene notert på Oslo Børs målt etter markedsverdi er oljerelaterte, f.eks. Statoil ASA. Det er derfor nærliggende å anta at prisutviklingen på olje også vil kunne påvirke aksjekursen til norske oppdrettsselskap.

I en studie utført av Gjerde og Sættem (1999) blir Norges oljeavhengighet bekreftet ved at aksjemarkedet reagerer umiddelbart og positivt på økning i oljeprisen. Urstad (2011) finner også i sin analyse at oljeprisen har en signifikant og positiv effekt på avkastningen i det norske aksjemarkedet i perioden 1986 til 2010. Disse forskningsresultatene samsvarer med tidligere

funn på det kanadiske og amerikanske markedet, dog her med negativt fortegn (Jones & Kaul, 1996).

Det er ingen opplagt sammenheng mellom norske oppdrettsselskap og deres eksponering mot endringer i oljeprisen, men eksponeringen kan for eksempel knyttes til selskapenes energi og transportkostnader. I og med at oljeprisen har vist seg å ha signifikant påvirkning på avkastningen i det norske aksjemarkedet i tidligere studier, ønsker en i denne utredningen å se om de utvalgte oppdrettsselskapene viser en tilsvarende eksponering.

Som grunnlag for selskapenes eksponering mot oljepris er det valgt å benytte London Brent Crude Oil Index. Dette er en indeksert råoljepris bestående av olje av en bestemt kvalitet fra Brent feltet i Nordsjøen, som ofte benyttes som grunnlag i handelen av råolje. Indeksen rapporteres i USD/fat.

4.3 Valuta

En bedrift er eksponert mot valuta dersom selskapets markedsverdi påvirkes av svingninger i valutakurser. Valutarisiko kan både være direkte og indirekte (Børsum & Ødegaard, 2005). En norsk lakseeksportør vil være direkte eksponert mot kursen på euro dersom eksportørens varer prises i denne valutaen. Et fall i kursen på euro vil da ha en direkte negativ innvirkning på selskapets inntjening. Det motsatte vil være tilfelle hvis selskapet har driftskostnader knyttet til euro. Her vil en nedgang i eurokursen slå positivt ut. Et viktig begrep i forbindelse med valutaeksponering er naturlig sikring. Naturlig sikring oppstår for eksempel når selskapet både har inntekter og kostnader i euro. Eksponeringen vil da kun merkes hvis overskuddet tas ut i norske kroner (Børsum & Ødegaard, 2005). Den indirekte eksponeringen knyttes ofte til selskapets konkurranse situasjon. Hvis et norsk selskap eksporterer varer til Tyskland, vil bedriftens konkurransekraft svekkes dersom den konkurrerer mot tilsvarende tyske produkter og den norske kronen styrker seg mot euro.

Valutasvingninger vil i tillegg påvirke selskapets fordringer, forpliktelser og investeringer i utenlandske virksomheter.

Som vist under presentasjonen av de enkelte selskapene i kapittel 3 er salget i stor grad rettet mot eksportmarkedet, hvor Europa og eurosoneen utgjør det desidert største markedet for selskapenes

omsetning. Med bakgrunn i dette er det i denne utredningen valgt å belyse hvorvidt selskapene er signifikant eksponert mot endringer i kursen på euro³.

4.4 Rente

De fleste bedrifter innen oppdrettsnæringen har gjeld i form av banklån, både med fast og flytende rente, men de har også kontantbeholdninger. Dermed vil de være eksponert mot svingninger i rentenivået. Flytende rente vil gi risiko for bedriftens kontantstrøm, men vil delvis kunne oppveies gjennom deres kontantbeholdning. Fastrentelån derimot utsetter bedriften for reell renterisiko.

Renterisiko er effekten uforutsette renteendringer har på bedriftens resultat, kontantstrøm og markedsverdi. Endring i rentenivået vil ha direkte innvirkning på bedriftens kapitalkostnad samt markedsverdien av finansielle eiendeler (Bøhren & Michalsen, 2001).

Gjerde og Sættem (1999) gjennomførte en studie i tidsperioden 1974 til 1994 hvor de blant annet så på hvilken effekt endringene i realrenten hadde på det norske aksjemarkedet. Resultatet fra studiet var at aksjeavkastningen reagerte umiddelbart negativt ved økning i rentenivået.

Tilsvarende effekt ser man i studiet utført av Chen, Roll og Ross (1986) på det amerikanske aksjemarkedet, hvor de fant et negativt forhold mellom endringer i rentenivået og avkastningen i aksjemarkedet.

Som grunnlag for vurdering av de utvalgte bedriftenes eksponering mot renterisiko er 3-måneders nominell NIBOR benyttet. NIBOR, også kalt pengemarkedsrenten, er renten på lån mellom norske banker i en spesifikk periode.

³ NOK/EUR

5. ØKONOMETRISK ANALYSE

5.1 Datagrunnlag, analyseperiode og beregninger

Analysen er basert på sekundærdata hentet fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) og databasen Datastream.

For å beregne den periodevise avkastningen til de enkelte selskapene er Total Return Index (RI)⁴ lagt til grunn, hvor datagrunnlaget er hentet fra Datastream. Videre er historiske kurser på euro, NIBOR, London Crude Oil Index og Oslo Børs Hovedindeks (OSEBX) hentet fra samme database.

SSB publiserer ukentlige eksportprisstatistikker på fersk oppdrettslaks hver onsdag, som er basert på daglige snittpriser fra uken før. Prisene blir innhentet av tollvesenet og videre sendt til SSB som står for kontroll og publisering. Dataene er offentlig tilgjengelig i statistikkbanken til SSB⁵.

For Marine Harvest Group, Cermaq og Lerøy Seafood Group går analyseperioden fra desember 2005 til mars 2013. SalMar ble børsnotert i midten av 2006, og derfor strekker analyseperioden for dette selskapet seg fra juni 2006 til mars 2013.

Det er valgt å se på månedlig avkastning i analysen. Denne er beregnet fra første handledag i måneden til første handledag i påfølgende måned, hvor endringslogaritmen benyttes.

Avkastningen for selskapene er beregnet som følgende: $\Delta R_t = \text{LN} (RI_t / RI_{t-1})$. Samme fremgangsmåte er benyttet på samtlige makrovariabler med unntak av NIBOR renten, hvor logaritmisk avkastning er beregnet som: $\text{LN}((1+\text{NIBOR}_t) / (1+\text{NIBOR}_{t-1}))$.

Notasjoner som benyttes for de enkelte uavhengige variablene i analysen vises i tabell 10.

⁴ RI er utbyttejustert og viser den teoretiske veksten på en aksjepost. Ved å benytte RI ved beregning av periodevis avkastning får man da investeringens reelle verdiendring.

⁵ <https://www.ssb.no/statistikkbanken>

Tabell 10: Notasjoner

OSEBX	Oslo Børs Hovedindeks
PRIS LAKS	Eksportpris på fersk oppdrettslaks
EUR	Valutakurs NOK/EUR
RENTE	3 måneders nominell NIBOR
PRIS OLJE	London Brent Crude Oil Index

Tallmaterialet er behandlet i Excel og regresjonsanalyser er utført i statistikkprogrammet STATA.

5.2 Regresjonsmodell

Ved å benytte fremgangsmåten som beskrevet i kapitel 2.2 for å estimere selskapenes eksponering mot de utvalgte makroøkonomiske variabler, vil følgende regresjonsmodell estimeres:

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i1}\Delta_{\text{OSEBX},t} + \beta_{i2}\Delta_{\text{PRIS LAKS},t} + \beta_{i3}\Delta_{\text{EUR},t} + \beta_{i4}\Delta_{\text{PRIS OLJE},t} + \beta_{i5}\Delta_{\text{RENTE},t} + e_{i,t} \quad (\text{IV})$$

Hvor $\Delta R_{i,t}$ er den logaritmiske avkastningen i måned t for de enkelte selskapene i analysen. $\Delta_{\text{OSEBX},t}$, $\Delta_{\text{PRIS LAKS},t}$, $\Delta_{\text{EUR},t}$, $\Delta_{\text{PRIS OLJE},t}$ og $\Delta_{\text{RENTE},t}$ er den logaritmiske endringen til de fem uavhengige variablene i måned t .

Regresjonsanalysen gjennomføres ved å benytte minste kvadraters metode (OLS), og betakoeffisientene vil i denne sammenhengen tolkes som eksponeringskoeffisienter.

5.3 Modell og OLS forutsetninger

Når en differensierer variablene med å benytte endringslogaritmen kan en bidra til å oppfylle flere av OLS-forutsetningene ved at forekomsten av autokorrelasjon, heteroskedastisitet, multikollinearitet, ikke-normalitet og ikke-stasjonaritet i datamaterialet reduseres.

Selv om regresjonsanalysen er utført på log-transformerte data vil det likevel testes for at viktige forutsetninger holder.

Ved regresjonsanalyse på tidsseriedata er det viktig å teste for stasjonaritet. En tidsserie er stasjonær dersom dens gjennomsnitt, varians og kovarians er konstante over tid.

Regresjonsanalyse på ikke-stasjonære tidsserier kan gi spuriøse regresjoner ved at man eksempelvis får upålitelige p-verdier og konfidensintervaller (Studenmund, 2006). At de differensierte tidsseriene er stasjonære er kontrollert med Dickey-Fuller test⁶. Resultatene fra testen vises i tabell 11.

Tabell 11: Dickey-Fuller test på differensierte tidsserier

Variabel	t-verdi	Kritiske verdier
Δ OSEBX	-7,546***	1 % nivå -3,53
Δ PRIS LAKS	-7,875***	5 % nivå -2,90
Δ PRIS OLJE	-6,827***	10 % nivå -2,59
Δ EUR	-9,868***	
Δ RENTE	-6,677***	

Nullhypotesen er at tidsseriene er ikke-stasjonære.

En *, to ** og tre *** stjerner angir signifikansnivået man kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkastning av hypotesen på henholdsvis 10%, 5% og 1% prosent nivå.

I følge Dickey-Fuller testen kan en slå fast at t-verdiene er svært lave i forhold til de kritiske verdiene, og nullhypotesen om ikke-stasjonaritet i den differensierte tidsserien kan forkastes. Kriteriet for stasjonaritet er dermed oppfylt.

For å kontrollere at det ikke er problemer i forbindelse med heteroskedastisitet⁷ er det valgt å benytte White-testen. Her tester en nullhypotesen om homoskedastisitet. En ofte benyttet løsning ved heteroskedastisitet er å korrigere standardfeilene. Korrigeringen gir robuste standardfeil som er gyldige ved heteroskedastisitet (Midtbø, 2012). Dette gjøres ved kommandoen robust i STATA.

Videre vil det bli kontrollert for autokorrelasjon⁸ med Durbin-Watson (DW) test, som tester autokorrelasjon av første orden. DW-verdier nær 0 vil indikere positiv autokorrelasjon, mens verdier nær 4 indikerer negativ autokorrelasjon. Verdier nær 2 tyder på at man ikke har problemer i forbindelse med autokorrelasjon.

⁶ Dickey- Fuller testen tester nullhypotesen om at tidsserien er ikke-stasjonær (Stock & Watson, 2007).

⁷ Ved heteroskedastisitet er R^2 og justert R^2 upåvirket og OLS-estimatoren er fortsatt forventningsrett. Standardfeil, p-verdier, F-verdier og konfidensintervall påvirkes derimot av heteroskedastisitet (Midtbø, 2012).

⁸ Autokorrelasjon kan føre til feilaktige standardfeil og dermed feilaktige signifikanstester (Midtbø, 2012)

Multikollinearitet forårsakes av høy korrelasjon mellom forklaringsvariablene og kan føre til ustabile og upresise koeffisienter med tilsvarende høye p-verdier. Om det er problemer i forbindelse med multikollinearitet vil det bli kontrollert med VIF-test⁹ og ved å inspisere korrelasjonsmatrisen mellom variablene i modellen. Korrelasjonsmatrisen presenteres i tabell 12, og viser den lineære korrelasjonen mellom de uavhengige variablene i modellen.

Tabell 12: Korrelasjonsmatrise på differensierte tidsserier i perioden desember 2005 til mars 2013

	$\Delta OSEBX$	$\Delta PRIS LAKS$	$\Delta PRIS OLJE$	ΔEUR	$\Delta RENTE$
$\Delta OSEBX$	1				
$\Delta PRIS LAKS$	0,16	1			
$\Delta PRIS OLJE$	0,49	0,14	1		
ΔEUR	-0,33	0,02	-0,47	1	
$\Delta RENTE$	-0,13	-0,16	0,27	-0,27	1

Fra matrisen ser man at oljeprisen har relativt høy korrelasjon med både euro og hovedindeksen. Oljeprisens høye korrelasjon med hovedindeksen er ikke overraskende gitt oljens viktige rolle i den norske økonomien. Korrelasjonene mellom variablene er imidlertid ikke veldig høy, slik at faren for multikollinearitet anses som lav.

5.4 P-verdi og modellens forklaringsgrad

Ved tolkning av en regresjon som i kapittel 5.2 vil det i tillegg til koeffisient-estimater være noen viktige statistiske måletall som man spesielt ønsker å se på. I denne forbindelse vil dette være p-verdi og regresjonsmodellens forklaringsgrad uttrykt med R^2 .

P-verdi ser man på for å vurdere koeffisient-estimatenes statistiske signifikans, og viser det laveste kritiske signifikansnivået som kan benyttes og likevel forkaste nullhypotesen.

Nullhypotesen er at koeffisienten ikke er statistisk forskjellig fra null, mens alternativhypotesen er at koeffisienten er statistisk forskjellig fra null. I analysen er det konsekvent valgt å benytte 5

⁹ VIF står for Variance Inflation Factor og benyttes som en indikator på multikollinearitet. En tommelfingerregel er at en VIF verdi over 10 kan tyde på problemer i forbindelse med multikollinearitet (Midtbø, 2012). VIF indikatoren vil rapporteres sammen med regresjonsresultatene i kapittel 5.6.

% signifikansnivå¹⁰ for å avgjøre om en makrovariabel utgjør en signifikant eksponering for selskapene.

R^2 beskriver regresjonsmodellens forklaringskraft, og viser hvor stor andel av variasjonen i den avhengige variabelen som forklares av de uavhengige variablene. R^2 vil ha en verdi mellom 0 og 1, hvor eksempelvis R^2 på 1 betyr at 100 % av variasjonen i den avhengige variabelen forklares av de uavhengige variablene. Når regresjonsresultatene skal tolkes vil man se på R^2 for å vurdere hvorvidt den spesifiserte modellen gir sammenhengen man er ute etter (Ødegaard, 2000). En lav R^2 verdi kan indikere at de valgte risikovariablene ikke er spesielt relevante.

For å vurdere om en forklarende variabel bør inkluderes i modellen er blant annet justert R^2 et måletall å følge med på. Justert R^2 tar hensyn til tap av frihetsgrader som følge av å inkludere en ekstra variabel i modellen, og benyttes ofte som en tommelfingerregel for variabelvalg.

Reduseres justert R^2 når en variabel legges til kan dette være en indikator på at variabelen ikke bør inkluderes i modellen.

5.5 Gjennomføring

Analysen ble i utgangspunktet gjennomført med alle forklarende variabler inkludert i regresjonen¹¹. Hos Marine Harvest Group, Lerøy Seafood Group og SalMar var det problemer i forbindelse med heteroskedastisitet, dette ble korrigert med robust kommandoen i STATA. Resultatene viste at samtlige selskap var signifikant eksponert mot lakseprisen, men ikke mot endringer i oljeprisen, kursen på euro eller NIBOR renten¹².

Ved å trekke ut NIBOR renten som hadde lavest signifikans, ga regresjonen en bedre forklaringsgrad uttrykt ved justert R^2 på alle selskapene. For Cermaq og SalMar økte justert R^2 ytterligere ved i tillegg å fjerne oljeprisen fra modellen, noe som imidlertid ikke var tilfelle for Marine Harvest Group og Lerøy Seafood Group.

I den videre fremstilling er det valgt å ta utgangspunkt i den modellen som gir høyest forklaringskraft uttrykt ved justert R^2 på samtlige selskap. En slik fremstilling innebærer at oljeprisen og NIBOR renten fjernes som forklarende variabler fra regresjonen på SalMar og

¹⁰ P-verdi på 0,05 eller lavere

¹¹ Se modell (IV)

¹² Se appendiks for resultater.

Cermaq, mens kun NIBOR renten fjernes fra regresjonen på Marine Harvest Group og Lerøy Seafood Group. Resultatene fra regresjonen rapporteres i tabell 13.

I de endelige modellene ble det også avdekket heteroskedastisitet i regresjonene på Marine Harvest Group, SalMar og Lerøy Seafood Group. Det ble valgt å gjennomføre regresjonen på disse selskapene med robuste standardfeil ved å benytte robust kommandoen i STATA.

Som en kontroll på regresjonsresultatene, ble det i tillegg utført regresjoner på ukentlige logaritmiske endringer for å se om man fikk tilsvarende resultater som på månedlige¹³.

¹³ Se appendiks for resultater.

5.6 Regresjonsresultater

Regresjonsresultatene for de enkelte selskapene presenteres i tabell 13.

Tabell 13: Regresjon av selskapene mot makroøkonomiske risikofaktorer

	Konst.	OSEBX	PRIS LAKS	EUR	PRIS OLJE	RENTE	N	R2	Just. R2	DW	VIF
Marine Harvest Group											
Koeffisient	0,01	0,89	0,58	-1,16	0,28	-	88	0,371	0,341	2,03	1,31
std error	0,016	0,213	0,242	1,046	0,385	-					
t-verdi	0,37	4,15	2,41	-1,1	0,73	-					
p-verdi	0,716	0,000**	0,018*	0,273	0,467	-					
SalMar											
Koeffisient	0,00	0,41	0,42	-0,98	-	-	70	0,346	0,317	2,2	1,16
std error	0,009	0,176	0,112	0,74	-	-					
t-verdi	0,45	2,32	3,69	-1,32	-	-					
p-verdi	0,657	0,023*	0,000**	0,19	-	-					
Lerøy Seafood Group											
Koeffisient	0,01	0,80	0,44	-0,97	-0,22	-	88	0,357	0,326	2,04	1,31
std error	0,011	0,253	0,15	0,774	0,219	-					
t-verdi	1,08	3,16	2,93	-1,25	-0,99	-					
p-verdi	0,283	0,002**	0,004**	0,214	0,326	-					
Cermaq											
Koeffisient	0,00	0,74	0,45	-0,97	-	-	88	0,436	0,416	2,23	1,10
std error	0,009	0,137	0,129	0,493	-	-					
t-verdi	0,45	5,41	3,50	-1,97	-	-					
p-verdi	0,655	0,000**	0,001**	0,052	-	-					

Tabellen viser resultatene fra følgende regresjoner: $\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i1}\Delta_{OSEBX,t} + \beta_{i2}\Delta_{PRIS\ LAKS,t} + \beta_{i3}\Delta_{EUR,t} + e_{i,t}$ på selskapene SalMar og Cermaq, og $\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i1}\Delta_{OSEBX,t} + \beta_{i2}\Delta_{PRIS\ LAKS,t} + \beta_{i3}\Delta_{EUR,t} + \beta_{i4}\Delta_{PRIS\ OLJE,t} + e_{i,t}$ på selskapene Marine Harvest Group og Lerøy Seafood Group. Regresjonen er basert på historiske tall for månedlige kursobservasjoner i perioden desember 2005 til mars 2013, hvor endringslogaritmen er benyttet for å beregne månedlig avkastning¹⁴.

For koeffisientene er nullhypotesen at disse ikke er signifikant forskjellig fra null. Én* og to** stjerner angir signifikansnivået man kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkastning av hypotesen på henholdsvis 5* og 1**prosent nivå.

"N" = antall observasjoner, "DW" = Durbin-Watson verdier, og "VIF" er VIF-indikator.

¹⁴ Se kapittel 5.1 og 5.2 for nærmere informasjon

Fra regresjonsresultatene ser man at samtlige selskap har en signifikant eksponering mot lakseprisen. En 1 % økning i prisen på laks fører henholdsvis til en økning i aksjekursen på 0,58 % for Marine Harvest Group, 0,42 % for SalMar, 0,44 % for Lerøy Seafood Group og 0,45 % for Cermaq, gitt de andre variablene.

Resultatene viser videre at selskapene er eksponert mot markedsavkastningen. En 1 % økning i markedsavkastningen fører henholdsvis til en økning i aksjekursen på 0,89 % for Marine Harvest Group, 0,41 % for SalMar, 0,80 % for Lerøy Seafood Group og 0,74 % for Cermaq. Dette tyder på at avkastningen til Marine Harvest Group følger utviklingen på hovedindeksen svært tett. Lerøy Seafood Group og Cermaq følger også hovedindeksen tett, men i noe mindre grad enn Marine Harvest Group. SalMar derimot har en relativ lav estimert beta mot hovedindeksen sammenlignet med de andre selskapene.

Når det gjelder selskapenes eksponering mot euro viser samtlige betakoeffisienter negative fortegn, noe som tyder på at en svekkelse av den norske kronen mot euro slår negativt ut på selskapenes avkastning. Eksponeringen er imidlertid ikke signifikant på 5 % nivå for selskapene, og har dermed ingen sterk dekning i modellen. Men, valutaeksponeringen hos Cermaq skiller seg ut ved å være nær signifikant på 5 % nivå. Når man videre kontrollerte resultatene opp mot ukentlige logaritmiske endringer fikk man motstridende fortegn på den estimerte koeffisienten angående valutaeksponering på dette selskapet. I den påfølgende diskusjonen av resultater er det valgt å konkludere med, at det heller ikke er påvist signifikant valutaeksponering hos Cermaq.

Videre ut ifra regresjonsresultatene er det ikke avdekket signifikant eksponering mot oljeprisen hos selskapene.

Forklaringsgraden R^2 ligger mellom 0,35 og 0,44, noe som kan sies å være relativt høyt tatt i betraktning at dataene er på logaritmisk endringsform. En betydelig del av endringene i selskapenes avkastning kan dermed forklares ut fra de estimerte modellene.

Oppsummert viser regresjonsresultatene at samtlige selskap er eksponert mot endringer i markedsavkastningene og lakseprisen, derimot er eksponeringen mot euro, oljeprisen og NIBOR renten ikke påvist signifikant.

6. DISKUSJON AV ANALYSERESULTATER OG KONKLUSJON

6.1 Diskusjon av analyseresultatene

Ut fra resultatene i regresjonsanalysen følger en oppsummering og diskusjon av de enkelte makroøkonomiske variabler som ble inkludert i analysen.

6.1.1 Oljepris

Diskusjonen rundt forutsetningene for å velge oljepris som makroøkonomisk variabel i analysen, ble det pekt på at tidligere studier har konkludert med at det norske aksjemarkedet påvirkes i positiv retning av utviklingen i oljeprisen. I analysen kan man imidlertid ikke påvise noen slik sammenheng. Det kan tyde på at oljeprisen ikke er en signifikant risikofaktor for de utvalgte selskapene. Resultatet kan være rimelig i og med at oppdrettsselskapene ikke er en del av oljebransjen som sådan. Det kan også tenkes at påvirkningen fra oljeprisendringer kommer til syne hos oppdrettsselskapene langt senere enn når de fysisk opptrer, og at modellen ikke tar høyde for et slikt etterslep.

6.1.2 Valutaeksponering mot euro

Da de aktuelle selskapene opererer i mange markeder og derved også eksponeres mot svingninger i flere valutaer, er det rimelig å anta at selskapenes relasjoner til valutaeksponering er kompleks. Bakgrunnen for beslutningen om å undersøke selskapenes eksponering mot euro ble tatt ut fra det forhold at eurosoneen utgjør det største markedet for laks. Isolert sett ville man kunne forvente at en styrking av kronen mot euro skulle ha en negativ innvirkning på lønnsomhet og kontantstrøm for en så ekstremt eksportrettet bransje som oppdrettsnæringen. Analysen viser imidlertid at selskapene ikke har en signifikant eksponering mot denne valutaen. Det er trolig flere årsaker til at man får et slikt resultat, men en mulig årsak kan være at man ser effekten av naturlig sikring, ved at selskapenes rentebærende gjeld reflekterer valutastrukturen som kontantstrømmene genereres i. Denne effekten illustreres i en artikkel på nettsiden til Intrafish, hvor det eksemplifiseres ved å vise til Marine Harvest Group:

Norske lakseoppdrettere har generelt sett en høy andel av lån i utenlandsk valuta. Valg av valuta er preget av markedet de selger fisken til, og derfor dominert av lån i Euro. En styrking av kronen mot Euro vil derfor redusere gjeldsbyrden i norske kroner. Som et eksempel har

Marine Harvest en rentebærende gjeld tilsvarende 6,35 milliarder NOK, men hvor 91 % av gjelden er i Euro (www.intrafish.no).

I tillegg kan man ut fra årsrapportene lese at de enkelte selskapene har utstrakt bruk av ulike sikringsinstrumenter, som for eksempel terminkontrakter og derivater for å håndtere deres eksponering mot ulike valutaer.

6.1.3 Rente

I motsetning til Gjerde og Sættem (1999) som påviste at avkastningen i det norske aksjemarkedet reagerte umiddelbart negativt ved en økning i rentenivået, har man ikke funnet en tilsvarende eksponering blant de utvalgte oppdrettsselskapene i denne analysen. Da regresjonsmodellen måler eksponering etter bruk av eventuelle risikoreducerende tiltak, kan en anta at disse tiltakene er en av grunnene til at eksponering mot endringer i rentenivået ikke kan påvises i analysen. Ser man i selskapenes årsrapporter får man også verifisert at det er en utstrakt bruk av ulike sikringsinstrumenter knyttet til selskapenes renteeksponering.

6.1.4 Laksepris

Regresjonsresultatene viser at samtlige selskap i analysen er signifikant eksponert mot prisutviklingen på fersk oppdrettslaks. De estimerte eksponeringskoeffisientene er henholdsvis 0,58 for Marine Harvest Group, 0,42 for SalMar, 0,44 for Lerøy Seafood Group og 0,45 for Cermaq. Resultatene underbygger og bekrefter undersøkelsen til Bergfjord (2009) om at lakseprisen er viktig kilde til risiko blant oppdrettsselskapene. At selskapene i analysen viste en signifikant eksponering mot lakseprisen var ikke overraskende, med tanke på hva vi så i den grafiske fremstillingen mellom utviklingen i lakseprisen og selskapenes aksjekurser i kapittel 4.1, samt at hoveddelen av selskapenes omsetning er relatert til laks.

Sammenligner man selskapenes eksponeringskoeffisienter ser man at SalMar, Lerøy Seafood Group og Cermaq har relativt lik eksponering, mens Marine Harvest Group er noe høyere eksponert mot lakseprisen. En mulig forklaring på Marine Harvest Group relativt høye eksponering sammenlignet med de andre selskapene, kan være at deres aksje har en langt høyere omsetningshastighet og vil dermed reflektere prisendringer i markedet raskere.

I tillegg skulle man tro at et selskap som SalMar, hvor driften er spesialisert mot lakseproduksjon ville ha en forholdsmessig høyere eksponering mot lakseprisen sammenlignet med Cermaq, hvor

en vesentlig del av selskapets driftsinntekter er knyttet til salg av fiskefor. Imidlertid viser analysen at Cermaq har noe høyere eksponering mot lakseprisen. En mulig forklaring kan være at i SalMar hvor all virksomhet er knyttet til omsetning av laks, besitter de en større kompetanse vedrørende sikringsaktiviteter gjennom blant annet bruk av laksederivater.

En annen årsak til at man ser forskjeller i selskapenes eksponering, kan knyttes til deres gjeldsgrad. Man forventer at et selskap med høy gjeldsgrad vil være mer eksponert mot endringer i prisbildet kontra et selskap med lav gjeldsgrad. Denne oppfatningen stemmer imidlertid ikke med nøkkeltallene man ser i kapittel 3. Her ser en at SalMar har en lavere egenkapitalprosent enn de andre selskapene. Det kan indikere at det også er andre mulige forhold som spiller inn i forskjellene mellom selskapenes eksponering.

Det er imidlertid vanskelig å sammenligne selskapenes eksponering uten å gjøre en inngående analyse av for eksempel deres drift, finansiering og sikringsaktiviteter, noe som vil gå ut over rammene for denne oppgaven.

6.2 Konklusjon

Formålet med denne oppgaven har vært å benytte regresjonsanalyse på historiske markedssdata for å belyse hvorvidt noen av verdens største aktører innen oppdrettsnæringen er eksponert mot utviklingen i lakseprisen og andre utvalgte makroøkonomiske variabler. Variablene som i tillegg ble valgt var kursen på euro, oljeprisen og renten. Markedsindeksen (OSEBX) ble også inkludert i regresjonsanalysen som en kontrollvariabel for andre systematiske effekter som påvirker selskapenes aksjekurser. Man ønsket samtidig å se på hvorvidt det eksisterer forskjeller mellom selskapenes eksponering mot de utvalgte variablene.

Alle selskapene viste en signifikant eksponering mot markedsavkastningen, noe som var forventet basert på den omfattende litteraturen som finnes omkring kapitalverdimodellen.

Med bakgrunn i at fersk oppdrettslaks er Norges viktigste fiskeeksportprodukt, ble det valgt å benytte utviklingen i prisen på dette produktet når man skulle analysere selskapenes laksepriseksponering. Resultatene viser at samtlige selskap er eksponert mot utviklingen i lakseprisen, noe som bekrefter antagelsen om at utviklingen i lakseprisen er en viktig kilde til risiko for oppdrettsbedrifter.

Regresjonsanalysen påviste derimot ingen signifikant eksponering mot utviklingen i kursen på euro, oljeprisen eller renten¹⁵. Resultatene kan tyde på at variablene ikke er relevante kilder til risiko for selskapene, men det kan også være en indikasjon på effektiviteten av selskapenes risikostyringsaktiviteter knyttet til disse makroøkonomiske variablene.

Når det gjelder forskjeller mellom selskapenes eksponering finner man at samtlige er signifikant eksponert mot utviklingen i lakseprisen, men at man ikke kan trekke tilsvarende konklusjon for de øvrige makroøkonomiske variablene i analysen. Marine Harvest Group var det selskapet som viste høyest eksponering mot lakseprisen, mens det var små forskjeller mellom SalMar, Lerøy Seafood Group og Cermaq. Det kan være mange årsaker til at man finner ulik grad blant selskapenes laksepriseksponering. Mulige årsaker kan knyttes til selskapenes ulike risikostyringsaktiviteter, finansieringsstruktur, aksjenes omsetningshastighet samt markedsforhold.

¹⁵ Oljepris – London Brent Crude Oil Index, Rente – 3 måneders nominell NIBOR

Regresjonsanalysen er basert på månedlig avkastning da man antok at man ville få mindre "støy" i analysen sammenlignet med hyppigere observasjoner. Resultatene ble likevel kontrollert opp mot tilsvarende regresjoner basert på ukentlig avkastning. På ukentlig avkastning viste også regresjonsresultatene at selskapene hadde en signifikant eksponering mot markedsavkastningen og lakseprisen, hvor betakoeffisientene hadde tilsvarende fortegn som på månedlig avkastning. Noe som bygger opp under konklusjonen på disse to variablene.

Man fikk derimot avvikende resultater mellom månedlige og ukentlige avkastninger når det gjaldt valutaeksponering og renteeksponering. Ved å benytte ukentlig avkastning viste det seg at betakoeffisientene på valutakurseksponeringen i noen tilfeller skiftet fortegn, samt at Lerøy Seafood Group eksponering mot renten ble signifikant. Et slikt resultat kan tyde på at man har mulige svakheter i analysen basert på variablene valuta og rente.

7. REFERANSELISTE

- Adler, Michael, & Dumas, Bernard. (1984). Exposure to currency risk: definition and measurement. *Financial management*, 41-50.
- Bartov, Eli, & Bodnar, Gordon M. (1994). Firm valuation, earnings expectations, and the exchange-rate exposure effect. *The Journal of Finance*, 49(5), 1755-1785.
- Bartram, Söhnke M. (2005). The impact of commodity price risk on firm value: an empirical analysis of corporate commodity price exposures. *Multinational Finance Journal*, 9(3/4), 161-187.
- Bergfjord, Ole Jakob. (2009). Risk perception and risk management in Norwegian aquaculture. *Journal of Risk Research*, 12(1), 91-104.
- Bilson, John FO. (1994). Managing economic exposure to foreign exchange risk: a case study of American airlines. *Exchange Rates and Corporate Performance*, 221-246.
- Bøhren, Øyvind, & Michalsen, Dag. (2001). *Finansiell økonomi: teori og praksis*. Sandvika ; [Bærums verk]: Skarvet forl.
- Børsum, Øystein G, & Ødegaard, Bernt Arne. (2005). Valutasikring i norske selskaper. *Penger og Kreditt*, 33(1).
- Chen, Nai-Fu, Roll, Richard, & Ross, Stephen A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of business*, 383-403.
- Damodaran, Aswath. (2012). *Investment valuation: tools and techniques for determining the value of any asset*. Hoboken, N.J.: Wiley.
- Fama, Eugene F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Emperical Work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Flannery, Mark J, & James, Christopher M. (1984). The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions. *The Journal of Finance*, 39(4), 1141-1153.
- Gjerde, Øystein, & Sættem, Frode. (1999). Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9(1), 61-74.
- Jones, Charles M, & Kaul, Gautam. (1996). Oil and the stock markets. *The Journal of Finance*, 51(2), 463-491.
- Jorion, Philippe. (1990). The exchange-rate exposure of US multinationals. *Journal of Business*, 331-345.
- Khoo, Andrew. (1994). Estimation of foreign exchange exposure: an application to mining companies in Australia. *Journal of International Money and Finance*, 13(3), 342-363.
- Midtbø, Tor. (2012). *Stata: en entusiastisk innføring*. Oslo: Universitetsforlaget.

Stock, James H., & Watson, Mark W. (2007). *Introduction to econometrics*. Boston: Pearson Addison Wesley.

Studenmund, A. H. (2006). *Using econometrics: a practical guide*. Boston, Mass.: Pearson Education.

Tufano, Peter. (1998). The determinants of stock price exposure: Financial engineering and the gold mining industry. *The Journal of Finance*, 53(3), 1015-1052.

Urstad, Marius. (2011). *Oljepris og aksjemarked: en økonometrisk analyse*. Universitetet i Stavanger, masteroppgave.

www.intrafish.no. Spotendringer viktigere enn valutaendringer. Retrieved 2013.05.03, from <https://www.norne.no/Global/pdf/110908%20Spotendringer%20viktigere%20enn%20valutaendringer.pdf>

www.laksefakta.no. Norge - verdensledende på laks Retrieved 2013.05.01, from <http://laksefakta.no/N%C3%B8kkelinfo/Norge-verdensledende-p%C3%A5-laks>

www.ssb.no. Utenrikshandel med varer, årsserier, 2011. Retrieved 2013.05.01, from <http://www.ssb.no/uhaar>

www.oslobors.no. Retrieved 2013.01.06, from http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt_ticker=OSLSFX

Ødegaard, Bernt Arne. (2000). Derivater og finansiell risikostyring.

Selskapenes hjemmesider:

Marine Harvest Group: www.marineharvest.com

SalMar: www.salmar.no

Lerøy Seafood Group: www.leroyseafood.com

Cermaq: www.cermaq.com

Årsrapporter:

Årsrapporter for perioden 2006 til 2007, er hentet fra selskapenes hjemmesider

8. APPENDIKS

Vedlegget inneholder regresjonsutskrifter fra STATA på samtlige selskap for både den endelige regresjonsmodellen, og regresjonsmodellen hvor alle forklarende variabler er inkludert.

Regresjonsresultatene på ukentlig avkastning er å finne på vedlagte CD sammen med datagrunnlagene for de gjennomførte regresjonsanalysene.

Tabellen nedenfor viser regresjonsresultatene hvor alle forklarende variabler er inkludert:

	Konst.	OSEBX	PRIS LAKS	EUR	PRIS OLJE	RENTE	N	R2	Just. R2	DW	VIF
Marine Harvest Group											
Koeffisient	0,00	0,91	0,59	-1,108	0,26	1,34	88	0,372	0,334	2,01	1,4
<i>std error</i>	0,016	0,306	0,256	1,252	0,343	8,116					
<i>t-verdi</i>	0,37	2,97	2,31	-0,88	0,77	0,17					
<i>p-verdi</i>	0,71	0.004**	0.023*	0,379	0,442	0,869					
SalMar											
Koeffisient	0,00	0,39	0,41	-0,86	0,06	0,40	70	0,349	0,298	2,17	1,56
<i>std error</i>	0,009	0,203	0,111	0,552	0,148	4,114					
<i>t-verdi</i>	0,46	1,9	3,7	-1,56	0,39	0,1					
<i>p-verdi</i>	0,647	0,062	0.000**	0,124	0,699	0,923					
Lerøy Seafood Group											
Koeffisient	0,01	0,74	0,42	-1,09	-0,17	-3,58	88	0,364	0,326	2,02	1,4
<i>std error</i>	0,01	0,202	0,142	0,719	0,183	6,668					
<i>t-verdi</i>	1,08	3,67	2,92	-1,52	-0,94	-0,54					
<i>p-verdi</i>	0,284	0.000**	0.005**	0,132	0,348	0,593					
Cermaq											
Koeffisient	0,00	0,73	0,46	-0,76	0,06	1,91	88	0,442	0,408	2,18	1,4
<i>std error</i>	0,009	0,158	0,133	0,55	0,133	3,369					
<i>t-verdi</i>	0,42	4,63	3,42	-1,39	0,49	0,57					
<i>p-verdi</i>	0,674	0.000**	0.001**	0,169	0,629	0,572					

Tabellen viser resultatene fra regresjon: $\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i1} \Delta OSEBX_{i,t} + \beta_{i2} \Delta PRIS\ LAKS_{i,t} + \beta_{i3} \Delta EUR_{i,t} + \beta_{i4} \Delta PRIS\ OLJE_{i,t} + \beta_{i5} \Delta RENTE_{i,t} + e_{i,t}$ på selskapene Marine Harvest Group, SalMar, Lerøy Seafood Group og Cermaq. Regresjonen er basert på historiske tall for månedlige kursobservasjoner i perioden desember 2005 til mars 2013, hvor endringslogaritmen er benyttet for å beregne månedlig avkastning¹⁶. For koeffisientene er nullhypotesen at disse ikke er signifikant forskjellig fra null. Én* og to** stjerner angir signifikansnivået man kan forkaste nullhypotesen på, og tilsvarer forkastning av hypotesen på henholdsvis 5* og 1**prosent nivå. "N" = antall observasjoner, "DW"= Durbin-Watson verdier, og "VIF" er VIF-indikator

¹⁶ Se kapittel 5.1 og 5.2 for nærmere informasjon

8.1 Regresjonsutskrifter Marine Harvest Group

```
. regress mhg osebx prislaks prisolje eur nibor
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 88		
Model	1.11035305	5	.222070609	F(5, 82) = 9.72		
Residual	1.87260592	82	.022836658	Prob > F = 0.0000		
Total	2.98295896	87	.034286885	R-squared = 0.3722		
				Adj R-squared = 0.3340		
				Root MSE = .15112		

mhg	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
osebx	.908116	.2604871	3.49	0.001	.3899243	1.426308
prislaks	.5927915	.2185364	2.71	0.008	.158053	1.02753
prisolje	.2649455	.2186858	1.21	0.229	-.1700903	.6999813
eur	-1.108471	.9030525	-1.23	0.223	-2.90493	.6879881
nibor	1.34511	5.531485	0.24	0.808	-9.658775	12.349
_cons	.0062955	.0161887	0.39	0.698	-.0259091	.0385001

```
. imtest, white
```

White's test for H₀: homoskedasticity
against H_a: unrestricted heteroskedasticity

chi2(20) = **58.15**
Prob > chi2 = **0.0000**

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	58.15	20	0.0000
Skewness	30.84	5	0.0000
Kurtosis	2.54	1	0.1113
Total	91.53	26	0.0000

```
. regress mhg osebx prislaks prisolje eur nibor, robust
```

Linear regression

Number of obs = **88**
F(5, 82) = **9.76**
Prob > F = **0.0000**
R-squared = **0.3722**
Root MSE = **.15112**

mhg	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
osebx	.908116	.3060353	2.97	0.004	.2993143	1.516918
prislaks	.5927915	.256454	2.31	0.023	.0826228	1.10296
prisolje	.2649455	.3430147	0.77	0.442	-.4174201	.9473111
eur	-1.108471	1.2526	-0.88	0.379	-3.600292	1.383349
nibor	1.34511	8.116027	0.17	0.869	-14.80025	17.49047
_cons	.0062955	.0168572	0.37	0.710	-.0272388	.0398298

```
. dwstat
```

Durbin-watson d-statistic(6, 88) = **2.010882**

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
prisolje	1.71	0.584904
osebx	1.52	0.659304
eur	1.38	0.724985
nibor	1.29	0.772229
prislaks	1.07	0.930364
Mean VIF	1.40	

. regress mhg osebx prislaks eur prisolje

Source	SS	df	MS
Model	1.10900264	4	.27725066
Residual	1.87395632	83	.022577787
Total	2.98295896	87	.034286885

Number of obs = **88**
F(4, 83) = **12.28**
Prob > F = **0.0000**
R-squared = **0.3718**
Adj R-squared = **0.3415**
Root MSE = **.15026**

mhg	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
osebx	.8872175	.2445041	3.63	0.000	.4009087 1.373526
prislaks	.5838234	.2141777	2.73	0.008	.1578325 1.009814
eur	-1.155016	.8775184	-1.32	0.192	-2.900365 .5903327
prisolje	.2816012	.2065025	1.36	0.176	-.129124 .6923263
_cons	.0062045	.0160924	0.39	0.701	-.0258027 .0382117

. imtest, white

white's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(14) = **51.24**
Prob > chi2 = **0.0000**

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	51.24	14	0.0000
Skewness	25.51	4	0.0000
Kurtosis	2.44	1	0.1185
Total	79.19	19	0.0000

. regress mhg osebx prislaks eur prisolje, robust

Linear regression

Number of obs = **88**
F(4, 83) = **7.94**
Prob > F = **0.0000**
R-squared = **0.3718**
Root MSE = **.15026**

mhg	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
osebx	.8872175	.2136894	4.15	0.000	.4621979 1.312237
prislaks	.5838234	.2424107	2.41	0.018	.1016783 1.065969
eur	-1.155016	1.046506	-1.10	0.273	-3.236475 .9264425
prisolje	.2816012	.3856425	0.73	0.467	-.4854263 1.048629
_cons	.0062045	.0169976	0.37	0.716	-.027603 .040012

. dwstat

Durbin-watson d-statistic(5, 88) = **2.032689**

. vif

Variable	VIF	1/VIF
prisolje	1.54	0.648521
osebx	1.35	0.739834
eur	1.32	0.759087
prislaks	1.04	0.957637
Mean VIF	1.31	

.

8.2 Regresjonsutskrifter SalMar

. regress salm osebx prislaks prisolje eur nibor

Source	SS	df	MS
Model	.228608365	5	.045721673
Residual	.42522708	64	.006644173
Total	.653835444	69	.009475876

Number of obs = 70
F(5, 64) = 6.88
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.3496
Adj R-squared = 0.2988
Root MSE = .08151

salm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
osebx	.3868004	.1614241	2.40	0.020	.0643187 .7092821
prislaks	.4131197	.1354686	3.05	0.003	.1424901 .6837494
prisolje	.0576053	.1349368	0.43	0.671	-.2119619 .3271726
eur	-.8611847	.5331404	-1.62	0.111	-1.926255 .2038858
nibor	.3996987	3.230074	0.12	0.902	-6.053116 6.852513
_cons	.0042347	.0099629	0.43	0.672	-.0156686 .0241379

. imtest, white

White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(20) = 38.74
Prob > chi2 = 0.0072

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	38.74	20	0.0072
Skewness	16.53	5	0.0055
Kurtosis	0.39	1	0.5299
Total	55.66	26	0.0006

. dwstat

Durbin-Watson d-statistic(6, 70) = 2.173004

. vif

Variable	VIF	1/VIF
prisolje	1.96	0.510048
osebx	1.82	0.550747
eur	1.48	0.675636
nibor	1.45	0.687863
prislaks	1.09	0.917034
Mean VIF	1.56	

. regress salm osebx prislaks prisolje eur nibor, robust

Linear regression

Number of obs = 70
F(5, 64) = 6.20
Prob > F = 0.0001
R-squared = 0.3496
Root MSE = .08151

salm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
osebx	.3868004	.2035146	1.90	0.062	-.0197668 .7933676
prislaks	.4131197	.1117847	3.70	0.000	.1898041 .6364354
prisolje	.0576053	.1484169	0.39	0.699	-.2388915 .3541022
eur	-.8611847	.5527887	-1.56	0.124	-1.965507 .2431377
nibor	.3996987	4.114178	0.10	0.923	-7.819316 8.618714
_cons	.0042347	.0092061	0.46	0.647	-.0141566 .0226259

```
. regress salm osebx prislaks eur
```

Source	SS	df	MS
Model	.226726691	3	.075575564
Residual	.427108753	66	.006471345
Total	.653835444	69	.009475876

Number of obs = 70
F(3, 66) = 11.68
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.3468
Adj R-squared = 0.3171
Root MSE = .08044

salm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
osebx	.4106994	.1298283	3.16	0.002	.1514889 .6699099
prislaks	.4150449	.1323327	3.14	0.003	.1508342 .6792556
eur	-.9791933	.4727831	-2.07	0.042	-1.923135 -.0352514
_cons	.0043939	.0096646	0.45	0.651	-.0149021 .0236899

```
. imtest, white
```

White's test for H₀: homoskedasticity
against H_a: unrestricted heteroskedasticity

chi2(9) = 19.95
Prob > chi2 = 0.0182

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	19.95	9	0.0182
Skewness	8.76	3	0.0327
Kurtosis	1.13	1	0.2867
Total	29.84	13	0.0050

```
. regress salm osebx prislaks eur, robust
```

Linear regression

Number of obs = 70
F(3, 66) = 10.02
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.3468
Root MSE = .08044

salm	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
osebx	.4106994	.1767382	2.32	0.023	.0578303 .7635685
prislaks	.4150449	.1126234	3.69	0.000	.190185 .6399049
eur	-.9791933	.7401616	-1.32	0.190	-2.456974 .4985871
_cons	.0043939	.0098432	0.45	0.657	-.0152586 .0240464

```
. dwstat
```

Durbin-watson d-statistic(4, 70) = 2.202778

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
osebx	1.21	0.829286
eur	1.20	0.836808
prislaks	1.07	0.936013
Mean VIF	1.16	

.

8.3 Regresjonsutskrifter Lerøy Seafood Group

. regress lsg osebx prislaks prisolje eur nibor

Source	SS	df	MS
Model	.474127294	5	.094825459
Residual	.825606592	82	.010068373
Total	1.29973389	87	.01493947

Number of obs = **88**
F(5, 82) = **9.42**
Prob > F = **0.0000**
R-squared = **0.3648**
Adj R-squared = **0.3261**
Root MSE = **.10034**

lsg	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
osebx	.7441808	.1729615	4.30	0.000	.4001052 1.088256
prislaks	.4161333	.1451066	2.87	0.005	.12747 .7047965
prisolje	-.1729335	.1452058	-1.19	0.237	-.4617942 .1159271
eur	-1.094277	.5996204	-1.82	0.072	-2.287113 .0985587
nibor	-3.578439	3.672866	-0.97	0.333	-10.88494 3.728062
_cons	.011777	.0107492	1.10	0.276	-.0096066 .0331606

. imtest, white

White's test for H₀: homoskedasticity
against H_a: unrestricted heteroskedasticity

chi2(20) = **55.14**
Prob > chi2 = **0.0000**

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	55.14	20	0.0000
Skewness	38.37	5	0.0000
Kurtosis	0.50	1	0.4774
Total	94.01	26	0.0000

. regress lsg osebx prislaks prisolje eur nibor, robust

Linear regression

Number of obs = **88**
F(5, 82) = **6.54**
Prob > F = **0.0000**
R-squared = **0.3648**
Root MSE = **.10034**

lsg	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
osebx	.7441808	.2029593	3.67	0.000	.3404301 1.147932
prislaks	.4161333	.1425397	2.92	0.005	.1325764 .6996901
prisolje	-.1729335	.1832353	-0.94	0.348	-.537447 .1915799
eur	-1.094277	.7196821	-1.52	0.132	-2.525954 .3373996
nibor	-3.578439	6.668802	-0.54	0.593	-16.84481 9.687932
_cons	.011777	.0109229	1.08	0.284	-.0099521 .0335062

. dwstat

Durbin-watson d-statistic(6, 88) = **2.022974**

. vif

Variable	VIF	1/VIF
prisolje	1.71	0.584904
osebx	1.52	0.659304
eur	1.38	0.724985
nibor	1.29	0.772229
prislaks	1.07	0.930364
Mean VIF	1.40	

. regress lsg osebx prislaks prisolje eur

Source	SS	df	MS		Number of obs =	88
Model	.464569968	4	.116142492		F(4, 83) =	11.54
Residual	.835163918	83	.010062216		Prob > F =	0.0000
Total	1.29973389	87	.01493947		R-squared =	0.3574
					Adj R-squared =	0.3265
					Root MSE =	.10031

lsg	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
osebx	.7997778	.1632271	4.90	0.000	.4751256	1.12443
prislaks	.4399915	.1429817	3.08	0.003	.1556066	.7243763
prisolje	-.2172431	.1378578	-1.58	0.119	-.4914368	.0569505
eur	-.9704524	.5858175	-1.66	0.101	-2.13562	.1947151
_cons	.0120191	.0107431	1.12	0.266	-.0093484	.0333866

. imtest, white

White's test for H0: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(14) = 43.12
Prob > chi2 = 0.0001

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	43.12	14	0.0001
Skewness	15.31	4	0.0041
Kurtosis	0.33	1	0.5669
Total	58.76	19	0.0000

. regress lsg osebx prislaks prisolje eur, robust

Linear regression

Number of obs = 88
F(4, 83) = 6.93
Prob > F = 0.0001
R-squared = 0.3574
Root MSE = .10031

lsg	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
osebx	.7997778	.2533474	3.16	0.002	.29588	1.303676
prislaks	.4399915	.1501471	2.93	0.004	.141355	.738628
prisolje	-.2172431	.2196812	-0.99	0.326	-.6541801	.2196939
eur	-.9704524	.7746973	-1.25	0.214	-2.511294	.5703893
_cons	.0120191	.0111253	1.08	0.283	-.0101086	.0341467

. dwstat

Durbin-watson d-statistic(5, 88) = 2.046151

. vif

Variable	VIF	1/VIF
prisolje	1.54	0.648521
osebx	1.35	0.739834
eur	1.32	0.759087
prislaks	1.04	0.957637
Mean VIF	1.31	

.

8.4 Regresjonsutskrifter Cermaq

```
. regress ceq osebx prislaks prisolje eur nibor
```

Source	SS	df	MS			
Model	.550380277	5	.110076055	Number of obs =	88	
Residual	.694791963	82	.008473073	F(5, 82) =	12.99	
Total	1.24517224	87	.014312325	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.4420	
				Adj R-squared =	0.4080	
				Root MSE =	.09205	

ceq	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
osebx	.734167	.1586684	4.63	0.000	.4185251	1.049809
prislaks	.4557236	.1331153	3.42	0.001	.1909149	.7205324
prisolje	.0646542	.1332063	0.49	0.629	-.2003356	.329644
eur	-.7632001	.5500691	-1.39	0.169	-1.857463	.3310625
nibor	1.91205	3.369348	0.57	0.572	-4.790657	8.614757
_cons	.0041679	.0098609	0.42	0.674	-.0154486	.0237844

```
. imtest, white
```

White's test for H₀: homoskedasticity
against H_a: unrestricted heteroskedasticity

```
chi2(20) = 20.49
Prob > chi2 = 0.4278
```

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	20.49	20	0.4278
skewness	8.37	5	0.1369
kurtosis	0.92	1	0.3385
Total	29.78	26	0.2770

```
. dwstat
```

Durbin-watson d-statistic(6, 88) = 2.179735

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
prisolje	1.71	0.584904
osebx	1.52	0.659304
eur	1.38	0.724985
nibor	1.29	0.772229
prislaks	1.07	0.930364
Mean VIF	1.40	

. regress ceq osebx prislaks eur

Source	SS	df	MS
Model	.543520709	3	.18117357
Residual	.701651531	84	.008352994
Total	1.24517224	87	.014312325

Number of obs = **88**
F(3, 84) = **21.69**
Prob > F = **0.0000**
R-squared = **0.4365**
Adj R-squared = **0.4164**
Root MSE = **.09139**

ceq	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
osebx	.7443503	.1374765	5.41	0.000	.4709632	1.017737
prislaks	.4534917	.129412	3.50	0.001	.1961418	.7108416
eur	-.9719279	.4937503	-1.97	0.052	-1.953804	.0099487
_cons	.0043812	.009776	0.45	0.655	-.0150596	.0238219

. imtest, white

White's test for H0: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(9) = **7.43**
Prob > chi2 = **0.5929**

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	7.43	9	0.5929
Skewness	4.24	3	0.2368
Kurtosis	0.96	1	0.3282
Total	12.62	13	0.4775

. dwstat

Durbin-Watson d-statistic(4, 88) = **2.230603**

. vif

variable	VIF	1/VIF
osebx	1.16	0.865786
eur	1.13	0.887054
prislaks	1.03	0.970423
Mean VIF	1.10	

.